



F U N D A Ç Ã O
GETULIO VARGAS

EPGE

Escola de Pós-Graduação
em Economia

Ensaio Econômico

Escola de

Pós-Graduação

em Economia

da Fundação

Getúlio Vargas

Nº 695

ISSN 0104-8910

Um Indicador Coincidente e Antecedente da Atividade Econômica Brasileira

João Victor Issler, Hilton Hostalacio Notini, Claudia Fontoura Rodrigues

Junho de 2009

URL: <http://hdl.handle.net/10438/2681>

Os artigos publicados são de inteira responsabilidade de seus autores. As opiniões neles emitidas não exprimem, necessariamente, o ponto de vista da Fundação Getúlio Vargas.

ESCOLA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA

Diretor Geral: Renato Fragelli Cardoso

Diretor de Ensino: Luis Henrique Bertolino Braidó

Diretor de Pesquisa: João Victor Issler

Diretor de Publicações Científicas: Ricardo de Oliveira Cavalcanti

Victor Issler, João

Um Indicador Coincidente e Antecedente da
Atividade Econômica Brasileira/ João Victor Issler,
Hilton Hostalacio Notini, Claudia Fontoura Rodrigues - Rio de
Janeiro : FGV,EPGE, 2010
(Ensaio Econômico; 695)

Inclui bibliografia.

CDD-330

Um Indicador Coincidente e Antecedente da Atividade Econômica Brasileira

João Victor Issler* Hilton Notini Claudia Rodrigues

Junho 2008.

Abstract

Esse artigo tem três contribuições originais. A primeira é exatamente no esforço de reconstrução das séries de emprego e renda, de modo a permitir a criação de um novo índice coincidente para a atividade econômica brasileira. A segunda é a construção de um índice coincidente de atividade econômica para o Brasil e, a partir dele, (re) estabelecer uma cronologia de recessões para o passado recente da economia brasileira. A partir da reconstrução de séries coincidentes de emprego e renda à atividade econômica e, usando a metodologia do TCB, propomos um novo indicador coincidente mensal de atividade econômica para o Brasil no período 1980:1 a 2007:11. Além disso, propomos também uma cronologia das recessões brasileiras para esse mesmo período. A terceira é a construção e a avaliação de diferentes indicadores antecedentes de atividade econômica para o Brasil. Isso preenche uma lacuna importante na literatura brasileira.

1 Introdução

Toda sociedade tem interesse em saber qual é o ciclo de negócios da economia ou sobre em qual estado esta se encontra (recessão ou expansão). Porém, tanto o ciclo de negócios quanto o estado da economia são não observáveis e não há consenso sobre a melhor forma de estimar essas variáveis latentes. A inexistência de uma medida direta do ciclo de negócios ou do estado da economia levou a construções de proxies destes que possam ser usadas em tempo real e/ou mesmo previstas num horizonte de tempo de interesse - são os chamados indicadores coincidentes da atividade econômica. Os indicadores coincidentes medem o ciclo de negócios e datam o estado atual da economia. Ademais, estas mesmas proxies podem ser previstas por um conjunto de variáveis ditas "antecedentes" que, uma vez combinadas, podem formar indicadores antecedentes de atividade econômica. O objetivo desses dois indicadores seria então mensurar e prever "os ciclos de negócios" e o estado atual de uma determinada economia.

*Email: joao.issler@fgv.br. Endereço de Correspondência: Escola de Pós-Graduação em Economia, Fundação Getulio Vargas, Praia de Botafogo 190 s. 1100, Rio de Janeiro, RJ 22250-900.

Nos EUA, as pesquisas sobre os ciclos de negócios iniciaram-se há aproximadamente um século pelo National Bureau of Economic Research - NBER, de forma que hoje a literatura aplicada àquele país já se encontra bastante desenvolvida e consolidada; ver Burns e Mitchell (1946), Lucas (1977), e Stock e Watson (1993b) para o "estado das artes" em diferentes épocas. Naquele país hoje coexistem métodos heurísticos e estatístico-econômicos de construção de indicadores coincidentes e antecedentes. O maior exemplo do primeiro são as técnicas heurísticas do The Conference Board (TCB), e do segundo, os trabalhos de Stock e Watson (1988a, 1988b, 1989 e 1993a), Hamilton (1989), Chauvet (1998) e Issler e Vahid (2006).

No Brasil, com a exceção de Contador (1977), o assunto somente despertou atenção após o fim de nosso último período inflacionário – mais precisamente, somente após o ano 2000; ver Spacov (2000), Issler e Spacov (2000), Chauvet (2001, 2002), Picchetti e Toledo (2002), Duarte, Issler e Spacov (2004), Issler e Notini (2008) e Hollauer, Issler, Bahia e Notini (2008)¹. Dessa forma, os estudos aplicados brasileiros ainda são relativamente escassos e a avaliação das diferentes técnicas por experiências repetidas ainda não é tão consolidada como a experiência estado-unidense. Há também um problema peculiar à economia brasileira que não se manifesta nos EUA: a escassez de séries temporais longas e confiáveis para compor as estimativas de indicadores coincidentes e antecedentes de atividade econômica. Essa escassez se explica pelas constantes revisões metodológicas sofridas pelas séries oficiais brasileiras, o que muitas vezes impede seu encadeamento no tempo.

Do ponto de vista da pesquisa sobre ciclo de negócios e sobre o estado da economia brasileira, o ano de 2002 será lembrado como um marco. Neste, o Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) redesenhou a Pesquisa Mensal do Emprego (PME) tornando incompatíveis as séries de emprego e renda observadas antes e depois deste ano. Infelizmente, toda a recente pesquisa sobre ciclo de negócios e estado da economia brasileira usa dados pré-2002. Logo, ficou instantaneamente obsoleta.

A primeira contribuição desse artigo é exatamente no esforço de reconstrução das séries de emprego e renda, de modo a permitir a criação de um novo índice coincidente para a atividade econômica brasileira – usualmente uma combinação das séries de produção, emprego, renda e vendas, como na metodologia do *Conference Board*, Stock e Watson (1993b), Chauvet (1998) e Issler e Vahid (2006). Como é sabido, dispomos hoje de apenas de 5 anos e meio de dados contínuos de renda e emprego advindos da PME. Entretanto, as recessões brasileiras ocorrem, em média, a cada 3 anos e meio aproximadamente. Logo, os dados atuais são insuficientes para estudar esse tipo de fenômeno com dados tão curtos no tempo, sendo necessária a reconstrução das séries de emprego e renda para o período pré-2002. Para tal, foi utilizada uma representação espaço de estados das séries a serem reconstruídas, estimada usando-se o filtro de Kalman, o que permite a estimação eficiente de uma ampla gama de modelos dessa espécie.

¹Ver também Contador e Ferraz (1999) para um estudo com foco em indicadores antecedentes.

A segunda contribuição desse artigo é a construção de um índice coincidente de atividade econômica para o Brasil e, a partir dele, (re)estabelecer uma cronologia de recessões para o passado recente da economia brasileira. Há dois tipos de indicadores coincidentes que poderiam ser construídos: um a partir da análise clássica dos ciclos de negócios (nível absoluto dos indicadores coincidentes) e outro a partir da análise dos chamados ciclos de crescimento (nível absoluto subtraído da tendência dos indicadores coincidentes). Nesse artigo, nos concentramos no primeiro tipo². Para tal, seguimos o esforço de Duarte, Issler e Spacov (2004), que incorporaram à sua escolha de índice coincidente grande parte da experiência estado-unidense de quase um século de pesquisas sobre ciclos de negócios, recaindo a mesma num indicador baseado na metodologia do TCB. A partir da reconstrução de séries coincidentes de emprego e renda à atividade econômica e, usando a metodologia do TCB, propomos um novo indicador coincidente mensal de atividade econômica para o Brasil no período 1980:1 a 2007:11. Além disso, propomos também uma cronologia das recessões brasileiras para esse mesmo período. Comparações com datações de recessões anteriores são feitas como também comparações com uma nova datação baseada na estimativa do PIB mensal de Issler e Notini (2008).

A terceira contribuição desse artigo é a construção e a avaliação de diferentes indicadores antecedentes de atividade econômica para o Brasil. Isso nos parece relevante pois a literatura brasileira no assunto se concentrou na construção de indicadores coincidentes, sendo Contador e Ferraz (1999) e Duarte, Issler e Spacov as únicas duas exceções. Logo, dedicamos um grande esforço a procura e avaliação do desempenho de diversas variáveis candidatas a séries antecedentes e a indicadores antecedentes compostos selecionados por diversos critérios. A avaliação de desempenho destes últimos é realizada a partir da sua capacidade de antecipar os picos e vales do indicador coincidente previamente construído.

O restante do trabalho está organizado da seguinte forma. Na próxima seção faremos uma breve revisão da literatura internacional e brasileira sobre indicadores coincidentes e antecedentes, o que inclui as experiências do National Bureau of Economic Research (NBER) e do The Conference Board (TCB). Na seção 3 abordamos a teoria envolvida na reconstrução das séries de emprego e renda e construímos o indicador coincidente. Na seção 4 propomos diversas formas de se construir indicadores antecedentes para a atividade econômica brasileira e apontamos os que apresentaram melhor performance. Finalmente na seção 5 apresentamos as conclusões.

2 Experiência Internacional e Brasileira

2.1 A Experiência do NBER e do The Conference Board

O National Bureau of Economic Research (NBER), fundado em 1920, passou a datar os ciclos de negócios a partir de 1929. Nos dias de hoje, a metodologia do NBER, sofisticou-se e alcançou a maturidade com a utilização de métodos de

² Araujo e Issler (2008) se concentram no segundo.

detecção de pontos de inflexão de séries econômicas em geral e outras ferramentas. Desde 1978, as decisões pautam-se pela análise de várias séries econômica por um comitê de economistas (Business-Cycle Dating Committee). Tal análise se dá muito posteriormente ao momento em estudo da economia. Por um lado, assim procedendo, exclui-se a análise equivocada de movimentos espúrios da economia, por outro, é de pouca utilidade para fins de tomada de decisão por parte dos agentes econômicos. Finalmente, na reunião desse comitê de datação, embora técnicas sejam utilizadas no trato das séries econômicas, na verdade, não há compromisso com alguma abordagem, perfazendo a decisão final um acordo entre várias visões pessoais dos especialistas presentes, o que não traz transparência ao processo.

Por seu turno o The Conference Board (TCB), uma entidade privada e sem fins lucrativos, cuja finalidade é a pesquisa e disseminação de conhecimento na área de economia, desde 1995, por encomenda do Departamento de Comércio dos Estados Unidos da América, determina uma série de indicadores coincidentes, antecedentes e retardados oficiais. As séries antecedentes, coincidentes e retardadas são, nos EUA, as mesmas das analisadas pelo NBER e em número de 12, 4 e 7 respectivamente. No caso da série coincidente, utilizam-se séries referentes a produção, renda, vendas e emprego. O mesmo padrão é aplicado aos trabalhos do TCB em outros países, cerca de oito países, na elaboração de índices.

Do ponto de vista descritivo, o TCB pondera as quatro séries coincidentes de forma idêntica (peso de 1/4 para cada série), notando que este peso homogêneo é aplicado às séries padronizadas, i.e., divididas pelos seus respectivos desvios-padrão. O procedimento do TCB pode ser considerado heurístico, por sua extrema simplicidade. O indicador coincidente do TCB usa a seguinte fórmula. Seja (I_t) a renda, (Y_t) a produção, (N_t) o emprego, e (S_t) as vendas. Então, a taxa de crescimento instantânea do indicador coincidente CI_t é dada por:

$$\Delta \ln(CI_t) = \frac{1}{4} \left[\frac{\Delta \ln(I_t)}{\sigma_{\Delta \ln(I)}} + \frac{\Delta \ln(Y_t)}{\sigma_{\Delta \ln(Y)}} + \frac{\Delta \ln(N_t)}{\sigma_{\Delta \ln(N)}} + \frac{\Delta \ln(S_t)}{\sigma_{\Delta \ln(S)}} \right], \quad (1)$$

onde $\sigma_{\Delta \ln(I)}$, $\sigma_{\Delta \ln(Y)}$, $\sigma_{\Delta \ln(N)}$, e $\sigma_{\Delta \ln(S)}$, são, respectivamente, os desvios-padrão das taxas de crescimento instantâneas da renda, produção, emprego, e vendas. De posse de $\Delta \ln(CI_t)$ é imediata a construção da série $\ln(CI_t)$ ou CI_t . Uma alternativa à fórmula (1) é a sua versão recursiva, onde os desvios-padrão são recalculados a cada instante de tempo.

2.2 Resenha da Literatura Internacional Recente

Considerando que as "regras de decisão" do NBER e a metodologia do TCB, apresentadas na seção anterior, constituem-se nos primeiros modelos de datação de recessões e construção de índices da atividade econômica, foram Stock e Watson (1988a, 1988b, 1989 e 1993a) que inauguraram uma segunda geração de modelos que buscaram explorar essa sincronia por meio do uso intensivo de técnicas econométricas.

A principal característica dos modelos de Stock e Watson é a hipótese de existência de um único ciclo ou fator comum entre as variáveis macroeconômicas coincidentes. Esta seria uma variável não-observável que reflete o "estado da economia". Nesse caso, o índice coincidente é dado pela estimativa dessa variável latente. Curiosamente, apesar de sofisticado, o modelo de Stock-Watson falhou em detectar a recessão americana de 1990 e 1991, não obstante adequar-se bem dentro da amostra. O diagnóstico de Stock e Watson (1993a) foi que o problema principal se encontra no processo de escolha dos indicadores antecedentes, e não em qualquer erro de especificação do modelo. A idéia é que a importância desses indicadores muda ao longo do histórico de recessões dos EUA, o que nos leva a intuir a importância da escolha desses indicadores para a eficácia do modelo brasileiro.

Vários autores desenvolveram modelos na tentativa de contornar a falha na datação da recessão de 1990/1991 do modelo de Stock-Watson. Chauvet (1998) utiliza o arcabouço de Stock e Watson (1988a, 1988b, 1989 e 1993a) acrescido de um modelo de mudança de regime conforme Hamilton (1989) de modo a capturar assimetrias entre expansões e contrações da atividade econômica. As expansões são mais suaves e duradouras e as contrações são mais bruscas e curtas. O ajuste obtido pelo modelo tanto para previsões dentro da amostra como para fora da amostra sugere que Chauvet explica razoavelmente bem todas as recessões norte-americanas desde a década de 1950.

Outras alternativas ao arcabouço de Stock e Watson foram propostas recentemente por Reichlin (2000), Mariano e Murasawa (2003), e Issler e Vahid (2006). A primeira trabalha com um modelo de fatores aplicado a uma base de dados contendo um grande número de séries desagregadas da atividade econômica. Issler e Vahid, por sua vez, usam a teoria de correlações canônicas, sendo que o índice coincidente é dado pela combinação linear das componentes cíclicas das séries coincidentes que possui um ciclo comum com o "estado da economia" – que é uma variável latente. Ao ser comparado com a metodologia de Stock e Watson, o método de Issler e Vahid apresentou um desempenho superior para séries norte-americanas. Por fim, Mariano e Murasawa derivam um índice coincidente baseado em séries de dupla periodicidade, visando a partir deste a detecção de ciclos de crescimento/recessão da atividade industrial. Esse índice apresentou desempenho superior ao de Stock e Watson (1988b) e inferior ao do TCB quando comparados com a datação do NBER.

2.3 Experiência Brasileira

Contador (1977) desenvolveu índices para a atividade econômica no Brasil, pautando-se no sistema desenvolvido pelo NBER e utilizando diversas metodologias, incluindo a análise de componentes principais. Os resultados foram considerados satisfatórios à época. Issler e Spacov (2000) propõem o uso de correlações canônicas na construção de indicadores coincidentes para o Brasil, seguindo a idéia básica da técnica de Issler e Vahid (2006) para os EUA. Chauvet (2001) selecionou um grupo de variáveis coincidentes com o produto, gerando um indicador coincidente mensal e uma medida de probabilidade do estado recessivo

da economia. Utilizando como metodologia MS-VAR - Markov switching vector autoregression. Picchetti e Toledo (2002) aplicam a metodologia de Stock e Watson para extrair o ciclo comum entre das quatro séries que compõem a série de produção industrial agregada do IBGE (bens de capital, bens intermediários, bens de consumo duráveis e não-duráveis) e concluem que o ciclo comum e a série agregada são similares. Chauvet (2002) modela o PIB como sendo a soma de uma tendência, que segue uma cadeia de Markov não-observável de dois estados (expansão e recessão), com um componente *AR*. Usando dados anuais foram detectados 11 períodos recessivos no Século XX, e com dados trimestrais 8 períodos recessivos nos anos 80 e 90.

O artigo mais abrangente no Brasil em termos de comparação de diferentes técnicas é o de Duarte, Issler e Spacov (2004), que discute três índices alternativos para a atividade econômica brasileira e, a partir deles, estabelece uma cronologia de recessões para o passado recente da economia brasileira. Baseando-se no resultado de uma série de testes estatísticos, e levando em conta também a simplicidade de implementação dos cálculos métodos testados, esses autores sugerem que o índice brasileiro coincidente deveria seguir a metodologia do TCB. Sobre índices antecedentes a discussão é extremamente restrita, limitando-se à técnica de Issler e Vahid (2006), que usa uma regressão Probit com variáveis instrumentais.

3 Back-Casting Usando o Filtro de Kalman

Nesta seção discutimos a representação estado de espaços usada como base da reconstrução (back-cast) das séries de emprego e renda, estimada usando o filtro de Kalman. Uma descrição mais detalhada de aplicações dessas técnicas pode ser encontrada em Harvey (1989) ou em Hamilton (1994).

Considere um vetor de $n \times 1$ observações no período $t - y_t$, um vetor $r \times 1$ de variáveis latentes (não-observáveis) no período $t - \xi_t$, e um vetor $k \times 1$ de variáveis pré-determinadas no período $t - x_t$. Uma representação estado-espço é uma forma de resumir as relações entre esses três conjuntos de variáveis, onde a natureza dinâmica do sistema é levada em consideração. Na maioria das aplicações, a representação estado-espço é linear, o que leva naturalmente a log-verossimilhança condicional do sistema sob inovações Gaussianas e a uma forma de estimar variáveis latentes no sistema. Esta última é normalmente o objetivo de construir tais modelos.

A representação estado-espço considerada aqui tem como *equação de estado* e *equação de medida*, respectivamente:

$$\xi_{t+1} = \mathbf{F}\xi_t + v_{t+1} \quad (2)$$

$$y_t = \mathbf{A}'x_t + \mathbf{H}'\xi_t + w_t, \quad (3)$$

onde \mathbf{F} , \mathbf{A}' , e \mathbf{H}' são matrizes de coeficientes fixos nesta abordagem simplificada, mas poderia ser variante ao longo do tempo em aplicações mais elaboradas. De

fato, faremos \mathbf{H}' uma matriz tempo-variante para o back-casting de emprego e renda brasileiros.

A equação de estado (2) descreve a dinâmica do *vetor de estado* (ξ_t) o qual contém as variáveis latentes que queremos estimar. A equação de observação (3) relaciona o vetor contendo as observáveis y_t ao vetor contendo as variáveis pré-determinadas e as variáveis latentes do sistema.

Os erros v_t e w_t são por hipótese ortogonais em todos os lags e leads. Além disso, estes termos de erro têm distribuição normal multivariada expressa por:

$$\begin{pmatrix} v_t \\ w_t \end{pmatrix} \sim \mathcal{N} \left(\begin{pmatrix} \mathbf{0} \\ \mathbf{0} \end{pmatrix}, \begin{pmatrix} \mathbf{Q} & \mathbf{0} \\ \mathbf{0} & \mathbf{R} \end{pmatrix} \right), \quad (4)$$

o que torna (2) e (3) um sistema (linear) Gaussiano condicional no qual estimação e previsão podem se basear. A afirmação que x_t é pré-determinado (ou "exógeno") significa que x_t não provê qualquer informação sobre v_{t+s} e w_{t+s} , para $s \geq 0$, além da informação contida em $y_{t-1}, y_{t-2}, \dots, y_1$. As matrizes de coeficientes \mathbf{F} , \mathbf{A}' , e \mathbf{H}' , e as duas matrizes de variância-covariância \mathbf{Q} e \mathbf{R} podem ser estimadas maximizando a função de log-verossimilhança condicional do sistema, dado condições iniciais para $\xi_{1|0}$ e para sua matriz de variância-covariância, denotada $\mathbf{P}_{1|0}$.

Estamos interessados nos valores da variável de estado não observável – ξ_t . Podemos prevê-la baseado no conjunto completo de dados, o que é chamado estimativa suavizada de ξ_t , ou, podemos prevê-la usando apenas dados disponíveis até o período $t - 1$, o que é chamado de estimativa filtrada. Ambos são representados, respectivamente, abaixo:

$$\xi_{t|T} = \mathbb{E}(\xi_t | y_1, x_1, \dots, y_T, x_T), \quad (5)$$

$$\xi_{t|t-1} = \mathbb{E}(\xi_t | y_1, x_1, \dots, y_{t-1}, x_{t-1}). \quad (6)$$

Nosso ponto de partida para o uso do filtro de Kalman para o back-cast de emprego e renda é o artigo de Möch e Uhlig (2005), onde eles usam o filtro para interpolar o PIB americano, passando esta série de trimestral para mensal. Eles supõem que as observações mensais do PIB não observadas (denotadas por y_t^+ aqui) seguem um processo $AR(p)$ explicado pelo regressores exógenos x_t e um termo de erro $AR(1)$:

$$\begin{aligned} (1 - \phi_1 L - \dots - \phi_p L^p) y_t^+ &= x_t \beta + u_t \\ u_t &= \rho u_{t-1} + \varepsilon_t. \end{aligned}$$

Eles impõem que o PIB trimestral observado (denotado por y_t aqui), é dado por:

$$y_t = \sum_{i=0}^2 y_{t-i}^+, \quad t = 3, 6, 9, 12, \dots \quad (7)$$

$$y_t = 0, \quad \text{caso contrário.} \quad (8)$$

Desta forma, o PIB trimestral, que só observamos nos meses $t = 3, 6, 9, 12, \dots$, é a soma dos PIBs mensais correspondentes ao trimestre. Para os outros valores de t ele é nulo. Note que escrever $y_t = 0$ para meses que não observamos o PIB é uma forma inteligente de tornar o PIB trimestral observável na frequência mensal. A agregação do PIB mensal também pode ser feita tomando uma média dos y_t^+ 's, i.e, $y_t = \frac{1}{3} \sum_{i=0}^2 y_{t-i}^+$.

Se assumirmos que o polinômio $(1 - \phi_1 L - \dots - \phi_p L^p)$ tem ordem um, i.e., $p = 1$, com coeficiente ϕ , a forma espaço de estados do problema de Mönch e Uhlig é dada por:

$$\xi_t = \begin{pmatrix} y_t^+ \\ y_{t-1}^+ \\ y_{t-2}^+ \\ u_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \phi & 0 & 0 & \rho \\ 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & \rho \end{pmatrix} \begin{pmatrix} y_{t-1}^+ \\ y_{t-2}^+ \\ y_{t-3}^+ \\ u_{t-1} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} x_t \beta \\ 0 \\ 0 \\ 0 \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \varepsilon_t \\ 0 \\ 0 \\ \varepsilon_t \end{pmatrix} \quad (9)$$

$$y_t = \mathbf{H}_t' \xi_t, \quad (10)$$

onde (9) e (10) são respectivamente as equações de estado e de observação e a matriz \mathbf{H}_t' é variante com o tempo, assumindo o seguinte formato:

$$\mathbf{H}_t' = \begin{cases} \begin{bmatrix} 1 & 1 & 1 & 0 \end{bmatrix}, & t = 3, 6, 9, 12, \dots \\ \begin{bmatrix} 0 & 0 & 0 & 0 \end{bmatrix}, & \text{otherwise.} \end{cases} \quad (11)$$

Um aspecto interessante da abordagem de Mönch e Uhlig é que ela engloba vários modelos de interpolação de dados que são baseados em estado-espço, resumidos na Tabela 1 abaixo:

Tabela 1 – Modelo Resultante como Função de ϕ e ρ em (9)		
Modelo	ϕ	ρ
Estático em nível com resíduos IID	0	0
Estático em nível com resíduos AR(1) (Chow e Lin, 1971)	0	livre
Estático em 1st diferença com resíduos IID (Fernandez, 1971)	0	1
Dinâmico em nível com resíduos IID (Mitchell et al., 2005)	livre	0
Dinâmico em 1st diferença com resíduos IID	livre	1
Dinâmico em nível com resíduos AR(1)	livre	livre

Para avaliar a qualidade da interpolação, Mönch e Uhlig seguiram Bernanke, Gertler, e Watson (1997) usando duas medidas R^2 de ajuste. Denotando por $\widehat{y_{t|T}^+}$ a estimativa suavizada do PIB mensal, e por $\widehat{u_{t|T}}$ a mesma estimativa do

termo de erro u_t , eles consideraram:

$$R_{\text{nível}}^2 = \frac{\text{VAR}(\widehat{y_{t|T}^+})}{\text{VAR}(\widehat{y_{t|T}^+}) + \text{VAR}(\widehat{u_{t|T}})}, \text{ e,}$$

$$R_{\text{dif}}^2 = \frac{\text{VAR}(\widehat{\Delta y_{t|T}^+})}{\text{VAR}(\widehat{\Delta y_{t|T}^+}) + \text{VAR}(\widehat{\Delta u_{t|T}})}.$$

Eles argumentam que é mais informativo reportar o R^2 em primeira diferença pois a mesma estatística em nível sempre será próxima a unidade.

Aqui adaptamos a representação estado-espço em (9) e (10) para o problema de back-casting de séries que observamos parte de suas realizações, mas não todas. Nosso problema é próximo ao de Mönch e Uhlig, já que eles também só observavam PIB trimestral em alguns meses do ano. A solução adotada por eles foi assumir valor nulo nos meses não observáveis, o que parece uma solução natural para o problema. Este mesmo princípio é aplicado aqui para construir as estimativas back-cast de emprego e renda para a economia brasileira.

Suponha que possuímos um total de $t = 1, 2, \dots, T^*, \dots, T$, observações de x_t . No entanto, para as séries em y_t^+ , só possuímos dados a partir de $t = T^* + 1, \dots, T$, com valores não observados para $t = 1, 2, \dots, T^*$. Este é exatamente nosso cenário para renda e emprego neste artigo. Se tomarmos a ordem do polinômio $(1 - \phi_1 L - \dots - \phi_p L^p)$ igual a unidade, i.e., $p = 1$, com coeficiente ϕ , lembre-se que agora não precisamos impor a restrição de agregação temporal em (11), a representação estado-espço de nosso problema colapsa para :

$$\xi_t = \begin{pmatrix} y_t^+ \\ u_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \phi & \rho \\ 0 & \rho \end{pmatrix} \begin{pmatrix} y_{t-1}^+ \\ u_{t-1} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} x_t \beta \\ 0 \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \varepsilon_t \\ \varepsilon_t \end{pmatrix} \quad (12)$$

$$y_t = \mathbf{H}_t' \xi_t, \quad (13)$$

onde (12) e (13) são respectivamente as equações de estado e observação e a matriz \mathbf{H}_t' é variante com o tempo, com o seguinte formato:

$$\mathbf{H}_t' = \begin{cases} \begin{bmatrix} 1 & 0 \end{bmatrix}, & t = T^* + 1, \dots, T \\ \begin{bmatrix} 0 & 0 \end{bmatrix}, & \text{otherwise.} \end{cases} \quad (14)$$

A chave para o problema está na escolha de \mathbf{H}_t' em (14). Aqui, fizemos a variável latente y_t^+ idêntica a y_t para períodos nos quais esta última é observada, sem termo de erro. Isto tem duas consequências. Primeiro, o algoritmo irá prever y_t^+ idêntico a y_t para $t = T^* + 1, \dots, T$. Além disso, ele irá usar os dados disponíveis de emprego (renda) para estimar um modelo e usará este modelo para prever a variável latente em períodos nos quais ela é não observada i.e., no intervalo $t = 1, 2, \dots, T^*$. Sob correta especificação este modelo irá produzir as previsões ótimas da variável latente consistente com toda informação futura disponível. Isto seria simplesmente dado pela previsão suavizada de y_t^+ , i.e., por $\widehat{y_{t|T}^+}$.

4 Resultados Empíricos

Este artigo trata da construção de índices coincidentes e antecedentes ao ciclo econômico brasileiro. Uma parte importante deste estudo é a escolha das variáveis a serem incluídas nestes indicadores. O conjunto de séries potenciais a fazer parte de nosso índice é restrito a séries disponíveis em frequência mensal e prontamente divulgadas pelos órgãos responsáveis. Também queremos que o índice seja calculado a partir de 1980, logo precisamos de séries que existam desde essa data, ou que possam ser recuperadas por um procedimento de back-cast. A seguir explicamos a metodologia específica utilizada na criação do índice coincidente e na criação dos antecedentes.

4.1 Séries Coincidentes

As séries que potencialmente devem ser incluídas no indicador coincidente são as que representam o nível de atividade econômica nacional. Utilizaremos com este propósito as séries de produto, vendas, emprego, e renda. Para produto, seguimos a literatura principal brasileira e estrangeira e usamos a produção industrial, computada pelo IBGE, o órgão do governo que provê os dados oficiais brasileiros. Não existe uma série suficientemente grande de vendas no Brasil, por isso seguimos Duarte, Issler e Spacov (2004) e usamos a produção total brasileira de papelão como uma proxy da medida. A proxy para emprego é o número total de pessoas de 10 anos de idade ou mais que tem emprego, extraído da Pesquisa Mensal do Emprego do IBGE. A renda tem como proxy série de renda do trabalho extraída dessa mesma sondagem.

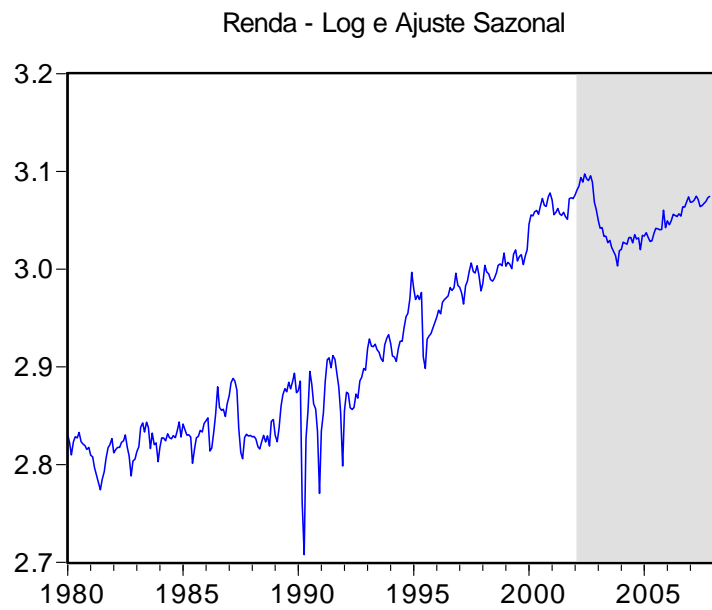
Como mencionado anteriormente, uma das contribuições originais deste artigo é o back-cast em duas das séries coincidentes para a economia brasileira - renda (I_t) e emprego (N_t). Usamos as técnicas descritas na seção anterior para reconstruí-las via back-cast. As séries de emprego e renda tiveram sua metodologia alterada a partir de 2002 e por isso não podem ser simplesmente inseridas em um índice que abrange um período anterior a esta mudança - a série de renda somente utiliza a metodologia atual a partir de 2002:2, enquanto a série de emprego a partir de 2002:3. Tornou-se então necessário o procedimento de back-cast em ambas. O processo de back-cast foi realizado em dois níveis diferentes. Primeiro selecionamos as séries com algum poder explicativo que poderiam fazer parte da regressão na equação estado-espço, em seguida testamos para cada possível regressão (isto é, para cada combinação possível dos regressores) os vários modelos descritos na Tabela 1 os quais definem diferentes sistemas de equações de estado-espço a partir de variações dos parâmetros ϕ e ρ .

Para definir as variáveis da regressão utilizamos sete séries potenciais que teriam, em tese, poder explicativo na regressão de back-cast (todas estas séries explicativas estão em log e com observações a partir de 1980:1 a 2007:11): produção industrial, produção da indústria de transformação, produção de papelão, produção de automóveis, produção de aço, produção de cimento, e produção de energia. Além destas séries, incluímos dummies sazonais (no total de onze dum-

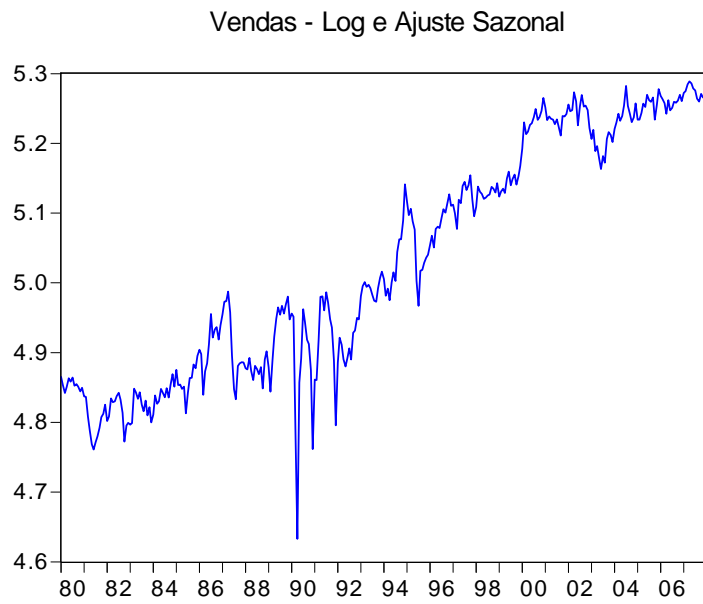
mies) em cada regressão. Em seguida, para cada regressão testamos todos os seis modelos da Tabela 1.

Nossa escolha final entre variáveis e modelos foi a seguinte: os regressores para emprego (em log) foram as séries de produto interno bruto (Issler e Notini (2008)) e energia; para a regressão de renda (em log), selecionamos a produção de papel e de cimento como regressores. Ambas as regressões incluem as onze dummies sazonais para o ajuste da série estimada. Quanto aos parâmetros para a definição dos modelos encontramos como melhor opção tanto para o back-cast de emprego quanto para o de renda o modelo estático em nível com resíduos IID, isto é, ϕ e ρ nulos. A escolha dos regressores e do modelo final foi feita com base em uma análise numérica das séries resultantes (de emprego e renda) após concluído o back-cast, utilizando todas as possíveis combinações das sete séries referidas anteriormente - com algum poder explicativo na regressão - combinadas a cada um dos seis modelos possíveis.

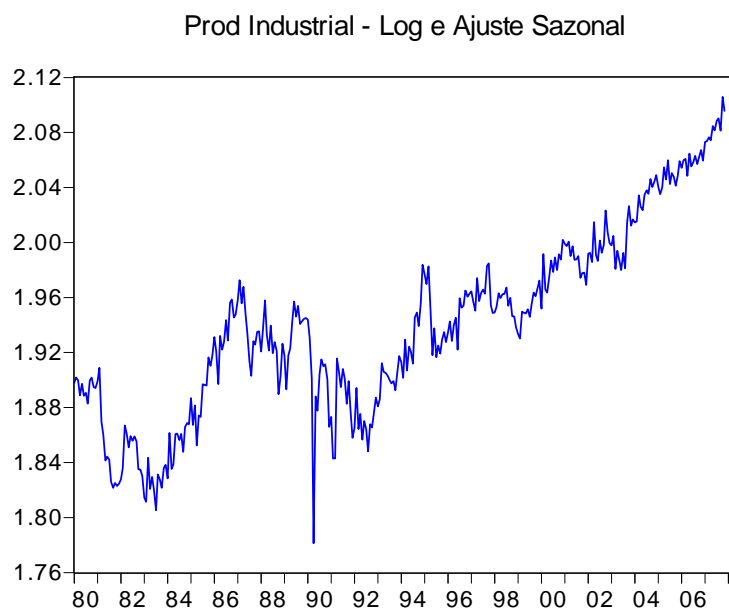
Os resultados estão apresentados na Figura 1 abaixo, juntamente com as séries de Produção (Y_t) e Vendas (S_t), depois de um ajuste sazonal. Para renda (I_t) e emprego (N_t) as áreas sombreadas nos gráficos indicam a amostra real que observamos das séries, a área não sombreada é o resultado do back-casting.



Renda – Logs e Aj. Sazonal. Área Escura é Observada

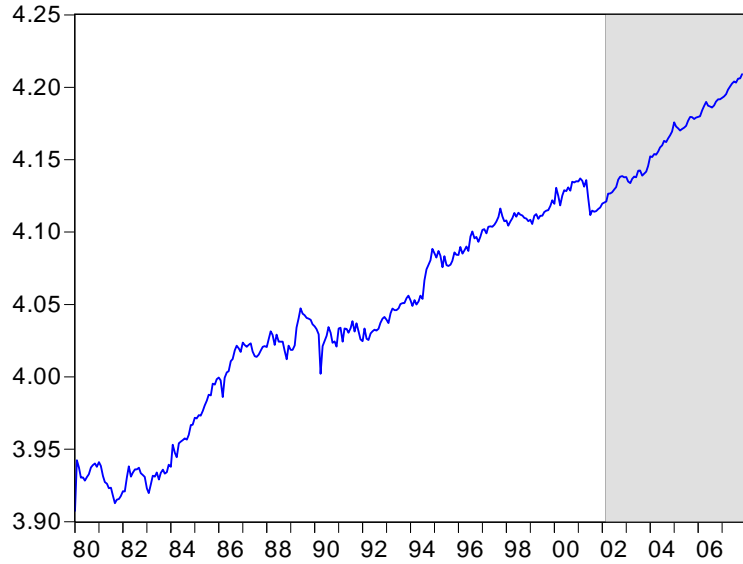


Vendas – Logs e Aj. Sazonal



Prod. Industrial – Logs e Aj. Sazonal

Emprego - Log e Ajuste Sazonal



Emprego - Log e Ajuste Sazonal Área Escura é observada

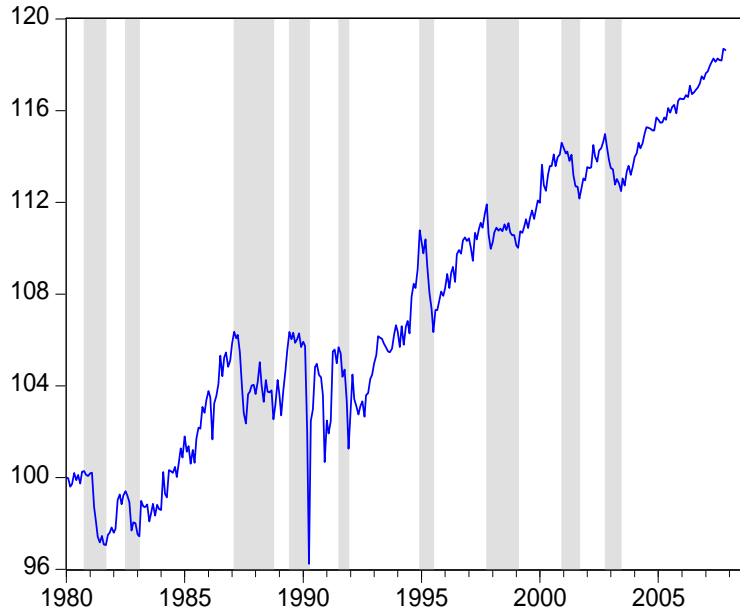
De posse das séries completas no período desejado (1980 a 2007) - emprego, renda, vendas, produto - podemos passar a etapa de construção do índice coincidente. Antes disso porém testamos a presença de uma raiz unitária no polinômio autoregressivo de cada uma das séries. Primeiramente, usamos o teste Dickey-Fuller Aumentado (ADF). Os resultados iniciais foram examinados sob a ótica do teste de Phillips e Perron (1988) e o teste estacionário proposto por Kwiatkowski et al. (1992). Todas as séries coincidentes mostraram sinal de raiz unitária nos testes e por isso foram transformadas em primeiras diferenças (logs) antes da combinação em um índice composto.

Tabela 2: Séries Coincidentes - Testes de raiz unitária					
Variável	ADF		Kwiatkowski et. al	Phillips and Perron	
	t-stat.	p-valor		t-stat.	p-valor
Emprego	-0.62	0.86	2.13*	-0.55	0.88
Prod. Industrial	-0.49	0.89	1.78*	-0.87	0.80
Vendas	-0.34	0.92	2.12*	-0.76	0.82
Renda	-0.43	0.90	2.10*	-0.75	0.83

Notas:(i) ADF e Phillips and Perron H_0 :série tem uma raiz unitária; Kwiatkowski H_0 :série é estacionária.(ii)o asterisco (*) indica que a hipótese nula é rejeitada a 5%.

4.2 Índice Coincidente $TCB - TCB - CI_t$

Usando (1), construímos um índice coincidente com o método TCB ($TCB - CI_t$). Em seguida, comparamos as datas de pontos de reversão deste índice com as de outros dois índices: uma estimativa mensal do PIB brasileiro construída por Issler e Notini (2008), usando a técnica de Mönch e Uhlig (2005), e com uma previamente construída por Duarte, Issler e Spacov (2004) que também usa a técnica TCB, mas com séries descontinuadas para renda e emprego. Estes índices foram comparados usando a técnica de Bry e Boschan (1971) para datação de pontos de reversão.



Índice Coincidente – Área Escura Equivale a Recessões (Bry-Boschan)

Os resultados na Tabela 2 mostram que a datação corrente usando o método TCB traz resultados mais próximos aos de Duarte, Issler e Spacov que os da datação do PIB mensal brasileiro. A maior diferença aparece na datação da recessão de 1991. A datação de Duarte, Issler e Spacov compreende dois episódios de recessão em um só quando comparado a datação do $TCB - CI_t$. Também é notado que o PIB perde as duas últimas recessões datadas pelo $TCB - CI_t$ e Duarte, Issler e Spacov³.

³Este comportamento - PIB não datando as duas últimas recessões - desaparece se usarmos o método de datação de Bry-Boschan modificado proposto por Mönch e Uhlig (2005) para

Tabela 3 – Comparações de Pontos de Reversão					
Datação de Bry e Boschan (1971)					
Datas de Picos			Datas de Vales		
$TCB - CI_t$	Duarte et alli	PIB Brasileiro	$TCB - CI_t$	Duarte et alli	PIB Brasileiro
1980:10	NA		1981:09	NA	1981:11
1982:07		1982:6	1983:02	1983:10	1983:02
1987:02	1987:04	1988:3	1988:10	1989:02	1988:10
1989:06	1989:08	1989:6	1990:04		
1991:07			1991:12	1991:03	1991:12
1994:12	1995:03	1994:12	1995:07	1995:09	1995:07
1997:10	1997:10	1997:10	1999:02	1999:02	1999:01
2000:12			2001:09		
2002:10	2002:4		2003:06		

Notas: A análise de Duarte et alli. (2004) começa em 1982:05. Portanto, não poderia datar a recessão de 1980. A série de PIB brasileiro usa a estimativa construída por Issler e Notini (2008).

Pelos resultados na Tabela 3, podemos calcular quão freqüentes são as recessões brasileiras. De 1980-2007:11, tivemos um total de 9 recessões. Em média, observamos neste período uma recessão a cada 3 anos e 3 meses, o que é substancialmente maior que a média histórica estado-unidense de uma recessão a cada 5 anos. Recessões no Brasil também duram mais tempo do que as recessões estado-unidenses: enquanto as nossas duram por 12 meses, em média, recessões dos EUA duram entre 6 meses e um ano. De fato, Duarte, Issler e Spacov apontaram que este comportamento pode ser devido aos problemas que a economia brasileira enfrentou na era pós-1980, quando o crescimento do PIB declinou de quase 7% ao ano em termos reais na era pré-1980 para quase 2.2% na era pós-1980.

A Tabela 4 abaixo refaz o exercício da Tabela 3 usando a datação de Mönch and Uhlig, que leva em conta aspectos de assimetria entre expansões e recessões. os resultados são similares aos usando a técnica de Bry e Boschan (1971). Aqui, as similaridades de pontos de reversão são mais patentes do que aquelas usando-se a técnica de Bry-Boschan.

datar todos os três índices. Como a diferença entre esses dois métodos está relacionada a assimetrias no tratamento de picos e vales, um comportamento assimétrico no PIB brasileiro pode ser uma explicação para este resultado.

Tabela 4 – Comparações de Pontos de Reversão					
Datação de Mönch and Uhlig (2005)					
Datas de Picos			Datas de Vales		
$TCB - CI_t$	Duarte et alli	PIB Brasileiro	$TCB - CI_t$	Duarte et alli	PIB Brasileiro
1980:10	NA	1980:10	1981:09	NA	1981:11
1982:07		1982:07	1983:02		1983:02
1987:02	1987:04	1987:02	1988:10	1989:02	1988:10
1989:06	1989:08	1989:06	1990:04		1990:04
1991:07		1991:07	1991:12	1991:12	1991:12
1994:12	1994:12	1994:12	1995:07	1995:9	1995:07
1997:10	1997:10	1997:10	1999:02	1999:02	1999:01
2000:12	2000:12	2000:12	2001:09	2001:9	2001:09
2002:10		2002:10	2003:06		2003:03

Notas: ver Tabela 3.

De forma geral, os resultados do exercícios de datação mostram que o back-casting das séries de renda e emprego foram bem sucedidos, no sentido de que mantiveram a coerência da datação de $TCB - CI_t$ vis-à-vis àquela do PIB mensal ou àquela obtida por Duarte, Issler e Spacov, com as mesmas séries no período pré-2002, i.e., antes da mudança metodológica da PME. Vale ressaltar que a similaridade é maior quando se considera o método de datação de Mönch and Uhlig.

4.3 Séries Antecedentes

Os indicadores antecedentes são amplamente usados para prever pontos de reversão de ciclos de negócios em muitos países. A escolha de um índice antecedente envolve três etapas: (i) selecionar um indicador alvo apropriado como medida de atividade econômica a ser “antecedido”, (ii) selecionar indicadores econômicos e financeiros adequados como previsores dos pontos de reversão dessa série de referência; (iii) combinar as séries antecedentes selecionadas formando um índice composto antecedente.

A primeira etapa foi alcançada na seção anterior, onde obtivemos um índice composto coincidente da atividade econômica para a economia brasileira depois de recuperarmos as séries de emprego e renda. A próxima etapa é selecionar indicadores antecedentes apropriados como previsores dos pontos de reversão do índice coincidente. Procuramos séries que satisfazem as seguintes condições: (a) são observáveis em periodicidade mensal no período de 1980-2007:11; (b) são atualizadas mensalmente, e têm poucas revisões de seus valores preliminares.

Pesquisas recentes mostraram que dados de sondagem (*surveys*) sobre a tendência de negócios são particularmente úteis para monitoramento e previsão de ciclos de negócios. Sondagens sobre tendências de negócios são realizadas em todos os países membros da OECD e provaram ser um meio eficiente de gerar informações rapidamente sobre flutuações de curto prazo. No Brasil, o Instituto

Brasileiro de Economia (IBRE) da Fundação Getúlio Vargas (FGV) é um instituto pioneiro que computa sondagens sobre atividades econômicas. Estas séries incluem sondagens sobre expectativas de consumo e negócios na produção industrial e séries relacionadas, como: fluxo de pedidos, nível de pedidos, estoques de bens, etc.

A partir das séries de sondagem da FGV e outras bases de dados brasileiras (IBGE, IPEADATA, e Banco Central), selecionamos 44 séries que são candidatas a serem séries antecedentes do índice coincidente. Nossa escolha foi guiada pela experiência internacional (Stock e Watson (1989, 1993)) e também pela experiência local (Contador e Ferraz (1999) e Duarte, Issler e Spacov (2004)). O problema principal das séries de sondagem da FGV é que elas foram computadas em frequência trimestral até setembro de 2005, quando então começaram a ser computadas em frequência mensal. Por isso, existe a necessidade de interpolar os dados trimestrais para estes serem usados de forma mensal. Nosso método de interpolação foi o de Mönch e Uhlig (2005), discutido na seção anterior.

Todas as séries antecedentes nominais foram deflacionadas para que refletissem seu poder de compra de março de 2008. O deflator utilizado foi o IGP-DI - calculado pela FGV. Todas as séries denominadas em moeda estrangeira foram convertidas em moeda brasileira a taxa de câmbio prevalecente e subsequentemente deflacionada pelo IGP-DI. Todas as séries tiveram seus valores convertidos em log, salvo quando a série original não aceita a operação (potencialmente por apresentar valores nulos ou negativos). Além disso, todas as séries sofreram ajuste sazonal anterior a análise usando procedimento X-12.

Com exceção das séries de tendência de sondagem da FGV, todas as séries antecedentes foram testadas quanto a presença de raiz unitária. Séries de sondagem são, por construção, limitadas. Logo, não podem possuir raiz unitária em seu polinômio auto-regressivo, dado que séries com essa característica possuem um intervalo de variação infinito, violando a característica deste ser limitado. De forma preliminar, usamos o teste de Dickey-Fuller Aumentado (ADF) para testar a ordem de integração das séries antecedentes candidatas. Esses resultados iniciais foram examinados com o teste de Phillips e Perron (1988) e o teste estacionário proposto por Kwiatkowski et al. (1992). Todas as séries com raiz unitária foram transformadas em primeira diferença (e logs) antes de serem combinadas em um índice composto. As demais séries foram apenas transformadas em log, quando esta era uma operação possível. Os resultados estão no Apêndice, de forma a não tomar muito espaço no texto.

Para medir a qualidade com a qual uma série antecedente prevê os estados (recessão e. expansão) da série coincidente usaremos o critério proposto por Zhang e Zhuang (2002) e Gallardo e Pedersen (1997): o score de probabilidade quadrática (em inglês, Quadratic Probability Score, QPS). De fato, estatística idêntica foi proposta por Diebold e Rudebusch (1999) com fins ligeiramente distintos, sendo que Zhang e Zhuang e Gallardo e Pedersen a usam com fim idêntico ao nosso. A estatística $QPS(h)$ é:

$$QPS(h) = \frac{\sum_{t=1}^T (P_t - R_t)^2}{T}, \quad (15)$$

onde P_t denota os resultados de uma técnica de datação previstos pela série candidata a indicador antecedente e R_t o resultado da mesma técnica de datação aplicada a série coincidente de referência. A partir do uso de alguma técnica de datação, ambos assumem o valor um quando ocorre um ponto de reversão e zero caso contrário. Logo, estamos medindo desvios das datações das antecedentes vis-à-vis a datação da coincidente. Denotamos por T o número total de observações no tempo. Por construção o valor do $QPS(h)$ varia entre zero e um. Um escore de zero indica uma previsão perfeita da antecedente vis-à-vis ao índice coincidente. O valor de $QPS(h)$ mede a porcentagem de acerto na amostra nos dois estados possíveis: recessão e expansão. Já h mede a janela de previsão, dado que a série antecedente pode estar defasada de h períodos vis-à-vis a série coincidente, i.e., comparamos a datação da série antecedente em $t - h$ com a datação da coincidente em t . A princípio, podemos calcular o valor de $QPS(h)$ para diferentes valores de h .

Os critérios básicos que usamos para selecionar as séries antecedentes que devem compor um índice são os seguintes. Primeiramente calculamos para cada uma delas o seu valor ótimo (menor erro) de $QPS(h)$, denotado por $QPS(h^*)$, onde h^* é o lag ótimo associado a este. Além disso, verificamos sua relação de causalidade de Granger com o indicador coincidente. Obviamente, para uma série ser candidata a antecedente, devemos ter um valor baixo para os vários $QPS(h)$ e para $QPS(h^*)$ em particular. Ademais, também devemos ter $h^* > 0$, caso contrário, a série não antecede e sim é defasada (lagging) em relação ao indicador coincidente. Com relação ao resultado do teste de causalidade de Granger, espera-se que a série candidata cause no sentido de Granger a série coincidente, mas que a recíproca não seja verdadeira. No que segue, usamos esses critérios básicos como guia ao compor 10 diferentes versões de indicadores compostos antecedentes.

No Apêndice, a Tabela A4 mostra os resultados do cômputo de $QPS(h^*)$ e h^* , além dos resultados do teste de causalidade de Granger. Há vários pontos a notar. Primeiro, a grande maioria das potenciais séries antecedentes não causa (sem ser causada) no sentido de Granger a série coincidente. As exceções ficam por conta de algumas séries da sondagem FGV, além da SELIC e do IBOVESPA em termos reais. Os valores de $QPS(h^*)$ não parecem muito baixos, sendo raro observarmos valores próximos a 10% (apenas 2 séries). Ademais, o valor modal de h^* é a unidade, o que é uma defasagem baixa para uma série antecedente.

A partir dos resultados da Tabela A4, definimos os seguintes critérios para escolha das séries que irão compor um total de 10 índices antecedentes. São eles:

1. Séries que possuem QPS menor que 0.4 e lag ótimo positivo ($h^* > 0$) sendo que o lag zero é um lag candidato no conjunto de valores possíveis para o lag h ;

2. Séries que possuem QPS menor que 0.4, excluindo o lag zero como um candidato possível para valores de h ;
3. Séries que Granger-causam as séries que compõem o índice coincidente (isto é, Granger causam pelo menos três das quatro séries que compõem o índice coincidente e não são causadas por nenhuma delas, e isto em nenhum dos três lags testados: 3, 6, 12);
4. Interseção entre os três primeiros critérios;
5. Interseção entre o terceiro e o segundo critérios;
6. Séries de sondagem que Granger causavam o índice (identificadas no critério 3);
7. As cinco séries que possuem o menor QPS em relação ao índice coincidente;
8. Séries candidatas cujo lag ótimo de previsão (h^*) está entre dois e sete meses e cujo QPS é menor ou igual a 0.3,
9. Séries de sondagem que possuem lag ótimo de previsão (h^*) entre dois e sete meses ;
10. Séries de sondagem que possuem QPS menor ou igual a 0.3;

A partir da construção desses 10 índices antecedentes compostos, apresentamos, no Apêndice, os resultados de datação de cada um deles em relação ao índice coincidente; ver as Tabelas A5 ⁴ e A6 (os critérios que serão analisados mais a fundo no texto possuem suas tabelas de datação integrados ao texto desta seção). Abaixo, apresentamos na Tabela 5 os valores de $QPS(h^*)$ e lag ótimo h^* para cada critério listado acima. Cada critério corresponde a um possível índice antecedente.

⁴As Tabelas A5 apresentam a datação utilizando o método desenvolvido por Monch e Uhlig (2005). Nas Tabelas A6, no Apêndice, são apresentados os resultados com a datação de Bry-Bosham. A partir da datação com a rotina de Bry-Bosham podemos concluir que todos os índices tiveram um resultado inferior se comparados com a datação realizada com a rotina de Monch e Uhlig (2005). Isso pode ser explicado pela não adequação do Bry-Bosham a séries que apresentam um comportamento distinto para períodos de expansão e recessão (o que possivelmente ocorre no Brasil).

Tabela 5 – Índices Antecedentes: QPS e Lag ótimo usando Mönch e Uhlig			
Índice	Descrição Sucinta do Critério do Índice	QPS ótimo	Lag ótimo
IA1	Lag Ótimo > 0 e QPS < 0.4	0.1910	1
IA2	QPS < 0.4	0.1612	1
IA3	Séries que Causam Granger o Ind. Coincidente	0.2478	1
IA4	Causam Granger Coinc., Lag Ótimo > 0 e QPS < 0.4	0.2358	3
IA5	Causam Granger e QPS < 0.4	0.2328	1
IA6	Causam Granger Coinc. e Dados Sondagem FGV	0.2657	1
IA7	QPS Mínimo (contém as 5 séries de menor QPS)	0.1015	1
IA8	Lag Ótimo entre 2 e 7 e QPS ≤ 0.3	0.2507	3
IA9	Lag Ótimo entre 2 e 7 e Dados Sondagem FGV	0.2866	4
IA10	QPS ≤ 0.3 e Dados Sondagem FGV	0.2507	3

Notas: (i) a coluna 1 indica o nome do índice antecedente IA x , onde x é o número do critério utilizado para a seleção das séries antecedentes; (ii) a coluna 2 descreve o critério de seleção de séries utilizado por cada índice; (iii) as colunas 3 e 4 apresentam respectivamente o QPS ótimo e o lag ótimo do índice antecedente.

Pelos resultados da Tabela 5 acima notamos que os índices com menor QPS ótimo possuem como melhor lag (em relação ao índice coincidente) apenas um período (no caso, um mês). Os índices com defasagem ótima maior que um período erram pelo menos duas vezes mais que o melhor índice em termos de QPS - o índice 7. Como o QPS é uma medida de erro em relação a antecipação dos períodos de recessão e expansão, preferimos adotar índices com menor erro de previsão (ou menor QPS), mesmo que antecipem em poucos meses a ocorrência do ponto de reversão, a índices com o dobro do erro de previsão porém com maior antecipação da reversão. Por esta razão, resolvemos analisar mais detalhadamente três índices compostos: os IA7, IA2 e IA1 (os que possuem QPS ótimo menor que 0.2).

Antes de analisarmos os resultados de datação de cada índice precisamos definir quando consideramos que o índice antecedente acerta e quando erra um ponto de reversão. Ao compararmos o resultado de datação de um índice antecedente ao resultado de datação do coincidente utilizamos o seguinte critério: o índice antecedente prevê corretamente um ponto de reversão (do coincidente) caso em uma janela de tamanho 24 centrada na reversão do índice antecedente (isto é, 12 períodos antes e 12 períodos depois da reversão) exista um ponto de reversão do índice coincidente; o índice antecedente perde um ponto de reversão do coincidente caso não exista nenhuma data de reversão do antecedente que diste apenas 12 períodos de uma reversão coincidente; o índice antecedente inclui pontos de reversão não existentes no coincidente caso ele indique uma data de reversão que não seja acompanhada 12 períodos a frente ou atrás por uma reversão do coincidente. Nos dois últimos casos citados o índice perde poder de previsão, no primeiro caso, ele é considerado um bom antecedente.

Listamos a seguir as datações do IA7 (o índice de menor QPS), IA1 e IA2 obtidas utilizando o procedimento de Mönch e Uhlig. No Apêndice estão as datações dos demais índices antecedentes.

Tabela 6 - Comparação dos Pontos de Reversão					
Datação Mönch e Uhlig					
Datas de Picos			Datas de Vales		
TCB - IC	IA7	Lag	TCB - IC	IA7	Lag
1980:10			1981:09	1981:09	0
1982:07	1982:03	-4	1983:02	1983:06	+4
1987:02	1987:01	-1	1988:10	1988:09	-1
1989:06	1989:05	-1	1990:04	1990:03	-1
1991:07	1991:03	-4	1991:12	1992:02	+2
1994:12	1994:11	-1	1995:07	1995:06	-1
1997:10	1997:03	-7	1999:02	1999:01	-1
2000:12	2000:11	-1	2001:09	2001:09	0
2002:10	2002:09	-1	2003:06	2003:07	+1

A coluna 1 e 4 da Tabela 6 mostra as datações de picos e vales, respectivamente, para o índice coincidente. A coluna 2 mostra as datas de pontos de reversão de picos no índice IA7, a coluna 3 mostra em quantos períodos a data da reversão do IA7 antecede a reversão do índice coincidente (IC); as colunas 5 e 6 correspondem as colunas 2, 3 só que para pontos de reversão de vales. Note que a coluna 3 e 6 (Lags) contém números precedidos de sinal positivo ou negativo. O sinal negativo indica antecedência do IA em relação ao IC, o positivo indica o contrário; o valor nesta coluna sempre estará no intervalo $[-12, +12]$. pois somente lags neste intervalo são considerados acertos quanto a antecedência do indicador; lags fora deste intervalo representam pontos extras ou pontos perdidos de reversão do coincidente pelo indicador antecedente. Os resultados na Tabela 6 que o IA7 prevê todos os pontos de reversão de picos com alguma antecedência (colunas 1,2,3), apenas perde o primeiro pico do índice coincidente. Também prevê de forma satisfatória todos os pontos de reversão de vales (colunas 4,5,6) - dado o nosso critério de janela de 12 períodos. Outra característica muito importante deste índice é que ele não identifica pontos de reversão inexistentes (ou extras) no índice coincidente.

As Tabelas 7 e 8 apresentam as mesmas informações para o índice IA1 e IA2 respectivamente:

Tabela 7 - Comparação dos Pontos de Reversão					
Datação Mönch e Uhlig					
Datas de Picos			Datas de Vales		
TCB - IC	IA1	Lag	TCB - IC	IA1	Lag
1980:10			1981:09	1981:04	-5
1982:07	1982:02	-5	1983:02	1982:09	-5
	1984:07			1985:03	
1987:02	1986:09	-5		1987:06	
1989:06	1989:05	-1	1988:10		
1991:07	1991:06	-1	1990:04	1990:03	-1
1994:12	1994:11	-1	1991:12	1991:11	-1
1997:10	1997:09	-1	1995:07	1995:06	-1
2000:12	2000:07	-5	1999:02	1998:09	-5
2002:10	2002:09	-1	2001:09	2001:09	0
	2004:06		2003:06	2003:06	0
				2005:1	

Tabela 8 - Comparação dos Pontos de Reversão					
Datação Mönch e Uhlig					
Datas de Picos			Datas de Vales		
TCB - IC	IA2	Lag	TCB - IC	IA2	Lag
1980:10			1981:09	1981:08	-1
1982:07	1982:02	-5	1983:02	1983:06	+4
1987:02	1986:09	-5		1987:06	
1989:06	1989:05	-1	1988:10		
1991:07	1991:06	-1	1990:04	1990:03	-1
1994:12	1994:11	-1	1991:12	1992:07	+7
1997:10	1997:09	-1	1995:07	1995:06	-1
2000:12	2000:12	0	1999:02	1998:12	-2
2002:10	2002:09	-1	2001:09	2001:09	0
	2004:08		2003:06	2003:06	0
				2005:01	

Os resultados na Tabela 7 indicam que o IA1 prevê pontos de reversão inexistentes: para dois picos e para três vales, e perde um pico e um vale do índice coincidente. Já a Tabela 8 mostra que o IA2 prevê um pico inexistente, dois vales inexistentes, perde um pico, e um vale do coincidente. Ou seja, têm um desempenho pior se comparados ao IA7.

Podemos resumir o comportamento de todos os índices antecedentes em uma nova tabela, de forma a facilitar nossa análise comparativa dos resultados

de datação. A Tabela 9 (para picos) e a Tabela 10 (para vales) abaixo foram construídas com essa finalidade.

Tabela 9 - Comparação dos resultados de datação de Picos dos Índices Antecedentes				
Datação Mönch e Uhlig				
Índice	Número de PR	PR antecedentes $[-12, +12]$	PR perdidos	PR extras
IC	9	-	-	-
IA1	10	8	1	2
IA2	9	8	1	1
IA3	7	6	3	1
IA4	10	7	2	3
IA5	8	6	3	2
IA6	8	6	3	2
IA7	8	8	1	0
IA8	8	8	1	0
IA9	10	7	2	3
IA10	9	8	1	1

Notas: (i) coluna 1 mostra o número de pontos de reversão picos de cada índice; (ii) coluna 2 mostra o número de picos que o índice antecedente prevê corretamente (em relação ao coincidente); esta previsão é considerada correta quando está no intervalo de $[-12, +12]$ períodos do pico do índice coincidente. (iii) coluna 3 mostra o número de picos do índice coincidente que o antecedente não previu; (iv) coluna 4 mostra o número de picos que o índice antecedente sinalizou mas que não foram observados no índice coincidente.

Tabela 10 - Comparação dos resultados de datação de Vales dos Índices Antecedentes				
Datação Mönch e Uhlig				
Índice	Número de PR	PR antecedentes $[-12, +12]$	PR perdidos	PR extras
IC	9	-	-	-
IA1	11	8	1	3
IA2	10	8	1	2
IA3	8	7	2	1
IA4	11	9	0	2
IA5	9	7	2	2
IA6	8	6	3	2
IA7	9	9	0	0
IA8	10	8	1	2
IA9	11	8	1	3
IA10	10	8	1	2

Notas: (i) coluna 1 mostra o número de pontos de reversão vales de cada índice; (ii) coluna 2 mostra o número de vales que o índice antecedente prevê corretamente (em

relação ao coincidente); esta previsão é considerada correta quando está no intervalo de $[-12, +12]$ períodos do vale do índice coincidente. (iii) coluna 3 mostra o número de vales do índice coincidente que o antecedente não previu; (iv) coluna 4 mostra o número de vales que o índice antecedente sinalizou mas que não foram observados no índice coincidente.

A coluna 2 mostra o número de pontos de reversão (PR) dos índices (coincidente e antecedentes); a coluna 3 lista o número de acertos em relação aos pontos de reversão do coincidente (na janela de tamanho 12); a coluna 4 mostra o número de pontos de reversão do coincidente que o índice antecedente não prevê (PR perdidos), e finalmente a coluna 5 mostra o número de pontos de reversão que o antecedente ignora mas que o coincidente apresenta (PR extras).

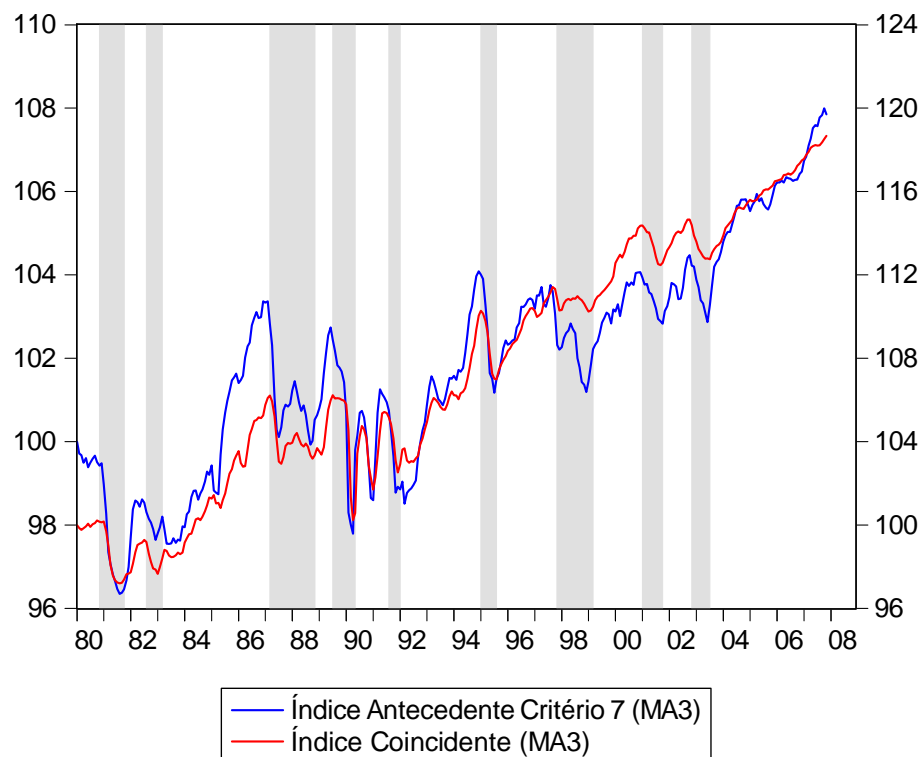
Percebemos que o IA7 é o melhor índice antecedente para picos - neste caso o IA8 tem igual desempenho - e vales conjuntamente - neste caso não equiparado a nenhum outro índice. O critério 7 deve ser então o preferido⁵, o que é corroborado pelo QPS de valor 0.1015, i.e., o IA7 prevê erradamente apenas 10,15% dos estados da economia brasileira.

Uma outra forma de compararmos os índices antecedentes pode ser a partir de estatísticas básicas sobre seus lags de datação. A Tabela 11 apresenta os resultados encontrados. Note que o índice IA7 é o que possui menor variabilidade de lags quanto a identificação de vales, no entanto a previsão em média de um ponto de reversão de vale por este mesmo índice é observada quase conjuntamente a reversão do coincidente. Já para picos o IA7 prevê em média com 2.5 lags de antecedência. O IA1 por esta tabela é um índice que em média antecipa em 2.50 meses os pontos de picos e 2.25 meses os pontos de vale, o que justificaria a observação deste índice conjuntamente ao IA7.

Tabela 11 - Estatísticas básicas para comparação dos resultados de datação				
Datação Mönch e Uhlig - Análise dos lags de antecedência em meses				
Índice	Média Picos	Desvio Padrão Picos	Média Vales	Desvio Padrão Vales
IA1	-2.50	2.07	-2.25	2.31
IA2	-1.87	1.95	0.75	3.10
IA3	-1.83	2.71	2.80	2.94
IA4	-3.42	2.63	-0.62	5.39
IA5	-2.33	1.96	-0.42	5.82
IA6	-2.50	2.07	-0.50	6.37
IA7	-2.50	2.26	0.37	1.84
IA8	-5	4.07	-0.87	3.13
IA9	-4.14	3.93	-1.62	2.44
IA10	-3.85	4.05	0.25	2.60

⁵ Vale a pena ressaltar que o mesmo é formado por cinco séries sendo todas elas séries de sondagem.

Notas: (i) coluna 2 mostra o número de lags médio de antecedência (quando o sinal é negativo) de picos do índice IA em relação ao índice IC. (ii) coluna 3 mostra o desvio padrão do número de lags de picos de IA em relação a IC; (iii) coluna 4 mostra o número de lags médio de antecedência (quando o sinal é negativo) de vales do índice IA em relação ao índice IC. (iv) coluna 5 mostra o desvio padrão do número de lags de vales de IA em relação a IC.



Podemos analisar graficamente o índice antecedente IA7 e o índice coincidente de atividade econômica. O Gráfico 2, abaixo, mostra ambos os índices suavizados por suas médias móveis de três meses. A série em vermelho corresponde ao índice coincidente, e a série em azul (inferior no gráfico) ao IA7. Podemos notar uma leve antecipação do IA7 (série em azul) em relação ao índice coincidente, resultado desejado.

Além das datações dos índices IA1, IA2 e IA7, podemos analisar as datações sugeridas pelos três índices que se baseiam somente nas séries de sondagens, são eles: IA6, IA9 e IA10. Cada um desses índices limita o conjunto das séries de sondagem utilizadas de forma diferente. O índice 6 utiliza as séries de sondagem que Granger causam as séries do índice coincidente. O índice 9 utiliza todas as séries de sondagem cujo lag ótimo está no intervalo aberto $(2,7)$, com isso escolhe séries que conseguem um lag maior em relação ao índice coincidente; já o índice 10 utiliza as séries de sondagem que possuem um erro QPS menor que 0.3, ou

seja, erram menos de 30% das vezes. Podemos observar que o índice IA10, prevê melhor eventos de reversão tanto picos como vales se comparado a IA6, IA9. No entanto, podemos observar que ao serem comparados com os demais índices - que combinam séries de sondagens e de não-sondagens - estes índices possuem um QPS alto. Logo podemos concluir que os dados de sondagem se mostraram bons previsores do estado da economia mas sua utilização na formação de índices antecedentes não deve ser imposta.

Toda a datação apresentada até o momento utilizou o algoritmo de Monch e Uhlig (2005) para encontrar pontos de reversão das séries (índices); no entanto, o algoritmo de Bry-Boschan também foi utilizado. A diferença entre esses dois algoritmos se resume ao tratamento dado a períodos de expansão e recessão. Enquanto Bry e Boschan consideram que ambos os períodos tem igual comportamento, Monch e Uhlig atribuem comportamento distinto entre eles (número de períodos de duração). Analisando os resultados da Tabela A6 (Bry-Boschan), podemos concluir que todos os índices tiveram um resultado inferior se comparados com a datação anteriormente realizada com a rotina de Monch e Uhlig (2005), Tabelas 5 e A5. Isso pode ser explicado pela não adequação do Bry-Boschan a séries que apresentam um comportamento distinto para períodos de expansão e recessão (o que possivelmente ocorre com as séries brasileiras). O que podemos perceber é que independente do método de datação, os índices formados a partir dos critérios 1 e 7 apresentaram os melhores resultados sendo que para Bry-Boschan o índice 1 apresenta a melhor desempenho em anteceder os estados da economia.

Vale citar que algumas séries antecedentes aparecem em vários dos critérios que utilizamos para definição dos índices antecedentes e aparecem principalmente dentre as que definem os melhores índices antecedentes - segundo o critério de menor QPS - são elas: ibovespa, base monetária, M1, demanda externa, sondagem da indústria de bens de consumo, e sondagem da indústria de bens de capital⁶.

Também observamos com este exercício que ao selecionarmos um conjunto de séries com QPS baixo em relação ao índice coincidente podemos construir um índice composto antecedente com QPS ainda menor do que o das séries individualmente, o que justifica a criação de um índice antecedente.

5 Conclusão

Esse artigo tem três contribuições originais. A primeira é exatamente no esforço de reconstrução das séries de emprego e renda, de modo a permitir a criação de um novo índice coincidente para a atividade econômica brasileira. Para tal, foi utilizada uma representação espaço de estados das séries a serem reconstruídas, estimada usando-se o filtro de Kalman. A segunda é a construção de um índice coincidente de atividade econômica para o Brasil e, a partir dele, (re) estabelecer uma cronologia de recessões para o passado recente da economia

⁶Nas tabelas A7, A8,...,A16 do Apêndice apresentamos as séries que compoem cada um dos índices antecedentes

brasileira. Para tal, seguimos o esforço de Duarte, Issler e Spacov (2004), que incorporaram à sua escolha de índice coincidente grande parte da experiência estado-unidense de quase um século de pesquisas sobre ciclos de negócios, recaindo a mesma num indicador baseado na metodologia do TCB. A partir da reconstrução de séries coincidentes de emprego e renda à atividade econômica e, usando a metodologia do TCB, propomos um novo indicador coincidente mensal de atividade econômica para o Brasil no período 1980:1 a 2007:11. Além disso, propomos também uma cronologia das recessões brasileiras para esse mesmo período. A terceira contribuição é a construção e a avaliação de diferentes indicadores antecedentes de atividade econômica para o Brasil. Isso preenche uma lacuna importante na literatura brasileira, extremamente focada na construção de indicadores coincidentes, sendo Contador e Ferraz (1999) e Duarte, Issler e Spacov as únicas duas exceções. A avaliação de desempenho destes últimos é realizada a partir da sua capacidade de antecipar os picos e vales do indicador coincidente previamente construído.

Nosso índice coincidente apontou a existência de nove recessões na economia brasileira para o período 1980:1 a 2007:11. Em média, observamos uma recessão a cada três anos e três meses, o que pode ser considerado alto vis-à-vis os EUA, que passaram em média por uma recessão a cada cinco anos. As recessões brasileiras também duraram mais tempo se comparadas com as americanas: no Brasil uma recessão dura em média doze meses enquanto que nos EUA dura seis meses. Há que se levar em conta, entretanto, o excepcional período em que foram aplicadas essas técnicas, que inclui a chamada "década perdida".

Em seguida, a partir de uma extensa lista de séries econômicas dos mais diversos setores da economia estabelecemos um conjunto de dez índices antecedentes para a atividade econômica. Os mesmos foram comparados com base na capacidade de anteceder os períodos de expansão e recessão do índice coincidente, o IA7, construído a partir do critério "QPS mínimo", se mostrou superior aos demais, acertando aproximadamente 90% das vezes o estado da economia brasileira.

References

- [1] Bernanke, Ben, Gertler, Mark, and Mark Watson (1997): "Systematic Monetary Policy and the Effects of Oil Price Shocks", *Brookings Papers on Economic Activity*, 1997(1), 91-157.
- [2] Boehm, E. and Moore, G. H. (1984). "New Economic Indicators for Australia", *The Australian Economic Review*, 4th quarter, 34-59.
- [3] Bry, G. and Boschan, C. (1971). "*Cyclical Analysis of Time Series: Selected Procedures and Computer Programs.*" New York: National Bureau of Economic Research.
- [4] Burns, A. F. and Mitchell, W. C. (1946). "*Measuring Business Cycles.*" New York: National Bureau of Economic Research.

- [5] Chauvet, M. (1998). "An Econometric Characterization of Business Cycle Dynamics with Factor Structure and Regime Switching", *International Economic Review*, 39, 969-996.
- [6] Chauvet, M. (2001). "A Monthly Indicator of Brazilian PIB", *Brazilian Review of Econometrics*, 21, 1-48.
- [7] Chauvet, M. (2002). "The Brazilian Business Cycle and Growth Cycles", *Revista Brasileira de Economia*, 56, 75-106.
- [8] Chow, Gregory C., and An-loh Lin (1971): "Best Linear Unbiased Interpolation, Distribution, and Extrapolation of Time Series by Related Series", *The Review of Economics and Statistics*, 53(4), 372-375.
- [9] Contador, R. C. (1977). "*Ciclos Econômicos e Indicadores de Atividade*." Rio de Janeiro, INPES/IPEA, 237 p.
- [10] Contador, C. e Ferraz, C. (1999). "*Previsão com Indicadores Antecedentes*." Rio de Janeiro: Silcon.
- [11] Cuche, N. A. and Hess, M. K. (2000) Estimating monthly GDP in a general Kalman filter framework: evidence from Switzerland. *Economic and Financial Modelling*, v. 7, n. 4, p. 153-194.
- [12] Diebold F.X., and Rudebusch, G.D. (1989). Scoring the leading indicators, *The Journal of Business*, Vol. 62, No. 3, pp. 596-616, July.
- [13] Diebold F.X., and Rudebusch, G.D. (1990). A Nonparametric Investigation of Duration Dependence in the American Business Cycle, *The Journal of Political Economy*, Vol. 98, No. 3, (June, 1990), pp. 596-616.
- [14] Duarte, A. J. M.; Issler J. V.; Spacov A., "Coincident Indices of Economic Activity and a Chronology of Brazilian Recessions," (in Portuguese), *Pesquisa e Planejamento Econômico*, v. 34(1), pp. 1-37, 2004.
- [15] Engle, R. F. and Granger, C. (1987). "Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing", *Econometrica*, 55, 251-276.
- [16] Estrella, A. and Mishkin, F. (1999). "Predicting U.S. Recessions: Financial Variables as Leading Indicators", *Review of Economics and Statistics*, 80, 45-61.
- [17] Fernandez, Roque (1981): "A Methodological Note on the Estimation of Time Series", *Review of Economics and Statistics*, 63, 471-478.
- [18] Forni, M., Hallin, M., Lippi, M. and Reichlin, L. (2000), "The Generalized Dynamic Factor Model: Identification and Estimation", *Review of Economics and Statistics*, 2000, vol. 82, issue 4, pp. 540-554.

- [19] Gallardo, M. and Pedersen, M., (2007). Indicadores líderes compuestos. Resumen de metodologías de referencia para construir um indicador regional em América Latina. Serie Estudios estadísticos y prospectivos, CEPAL, 2007.
- [20] Hamilton, J. D. (1989). "A New Approach to The Economic Analysis of Nonstationary Time Series and The Business Cycle", *Econometrica*, 57, 357-384.
- [21] Hamilton, J. D. (1994). "*Time Series Analysis*," Princeton University Press.
- [22] Harding, D. and Pagan, A. (2002b). "Dissecting the Cycle: A Methodological Investigation", *Journal of Monetary Economics*, 49, 365-81.
- [23] Harvey, A. (1989). Forecasting, Structural Time Series and the Kalman Filter, Cambridge: Cambridge University Press.
- [24] Harvey, A. C. and Pierse, R. G. (1984). 'Estimating missing observations in economic time series', *Journal of the American Statistical Association*, vol. 79, pp. 125-31.
- [25] Hollauer, G.; Issler, J.; Bahia, C. e Notini, H. (2008). "Novo Indicador Coincidente para a Atividade Industrial Brasileira", Graduate School of Economics, Getulio Vargas Foundation.
- [26] Issler, J.V. and Notini, H.H., 2008, "Estimating Brazilian Monthly Real PIB: a Kalman Filter Approach," paper submitted to CIRET 2008, mimeo., Graduate School of Economics, Getulio Vargas Foundation.
- [27] Issler, J.V. e Spacov, A. D. (2000). "Usando Correlações Canônicas para Identificar Indicadores Antecedentes e Coincidentes da Atividade Econômica no Brasil", mimeo, Relatório de Pesquisa para o Ministério da Fazenda.
- [28] Issler, J. V., Vahid, F., 2005, "The missing link: "Using the NBER recession indicator to construct coincident and leading indices of economic activity," *Journal of Econometrics, Annals Issue* on "Common Features," vol. 132, no. 1, pp. 281-303.
- [29] Kwiatkowski, D., P.C.B. Phillips, P. Schmidt e Y. Shin (1992), "Testing the Null Hypothesis of Stationarity Against the Alternative of a Unit Root: How Sure Are We That Economic Time Series Have a Unit Root?" *Journal of Econometrics*, vol. 54, pp. 159-178.
- [30] Lucas, R. E. Jr. (1977). "Understanding Business Cycles", *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 5, 7-29.
- [31] Mariano, R. e Murasawa, Y. (2003). "A New Coincident Index of Business Cycles Based on Monthly and Quarterly Series," *Journal of Applied Econometrics*, 18, 427-43.

- [32] Mitchell, James, Richard J. Smith, Martin R. Weale, Stephen Wright, and Eduardo L. Salazar (2005): "An Indicator of Monthly PIB and an Early Estimate of Quarterly PIB Growth", *The Economic Journal*, 115, F108-F129.
- [33] Monch, E. and Uhlig, H. (2005). "Towards a Monthly Business Cycle Chronology for the Euro Area". *Journal of Business Cycle Measurement and Analysis* 2(1).
- [34] Newey, W. and West, Kenneth (1987) "A Simple Positive Semi-Definite, Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix", *Econometrica*, 55, 703-708.
- [35] Phillips, P. e Perron, P. (1988) "Testing for a Unit Root in Time Series Regression." *Biometrika*, vol. 75, pp. 335-46.
- [36] Picchetti, P and Toledo, C. (2002). "Estimating and Interpreting a Common Stochastic Component for the Brazilian Industrial Production Index", *Revista Brasileira de Economia*, 56, 107-20.
- [37] Reichlin, L. (2000). "Extracting Business Cycle Indexes from Large Data Sets: Aggregation, Estimation, Identification", in Dewatripont, M., Lars, P. e Turnowski (Ed.), *Advances in Economics and Econometrics*, Cambridge University Press.
- [38] Rivers, D. and Vuong, Q. (1988). "Limited Information Estimators and Exogeneity Tests for Simultaneous Probit Models", *Journal of Econometrics*, 39, 347-366.
- [39] Spacov, A. D. (2000). "Índices Antecedentes e Coincidentes da Atividade Econômica Brasileira: uma Aplicação da Análise de Correlação Canônica", mimeo, Dissertação de Mestrado defendida na EPGE-FGV.
- [40] Stock, J. and Watson, M. (1988a). "A New Approach to Leading Economic Indicators", mimeo, Harvard University, Kennedy School of Government.
- [41] Stock, J. and Watson, M. (1988b). "A Probability Model of The Coincident Economic Indicators", NBER Working Paper n° 2772.
- [42] Stock, J. and Watson, M. (1989). "New Indexes of Coincident and Leading Economics Indicators", *NBER Macroeconomics Annual*, 351-95.
- [43] Stock, J. and Watson, M. (1993a). "A Procedure for Predicting Recessions with Leading Indicators: Econometric Issues and Recent Experience", in *New Research on Business Cycles, Indicators and Forecasting*, J. Stock e M. Watson, Eds., Chicago: University of Chicago Press.
- [44] Stock, J. and Watson, M. (1993b). *New Research on Business Cycles, Indicators and Forecasting*, J. Stock e M. Watson, Eds., Chicago: University of Chicago Press.

- [45] Vahid, Farshid and Engle, R. F. (1993). “Common Trends and Common Cycles”, *Journal of Applied Econometrics*, 8, 341-360.
- [46] Vahid, Farshid and Issler, J. V. (2002). “The Importance of Common-Cyclical Features in VAR Analysis: A Monte-Carlo Study”, *Journal of Econometric*, 109, 341-363
- [47] Zhang, W. and Zhuang, J. (2002). Leading Indicators of Business cycles in Malaysia and the Philippines. ERD Working Paper No. 32..

A Tabelas Seleccionadas

Tabela A1: Séries Antecedentes - Descrição das Séries Utilizadas
(*esta tabela não inclui as séries de sondagem, descritas na Tabela A2)

Séries Antecedentes	Descrição	Fonte
BASE_R	Base Monetária	Bacen
SELIC_R	Taxa Selic	Bacen
M1_R	M1	Bacen
IBOV_R	Ibovespa	Bovespa
EXP_PRECOS	Preço das Exportações	Funcex
EXP_QUANTUM	Quantum das Exportações	Funcex
EXP_R	Exportações (FOB)	Funcex
TTROCA	Termos de troca	Funcex
IMP_PRECOS	Preço das Importações	Funcex
IMP_QUANTUM	Quantum das Importações	Funcex
IMP_R	Importações (FOB)	Funcex
CAMBIO_R	Taxa de Câmbio	Bacen
NUCIFIESP	Grau de Ocupação Ind. Manuf.	Fiesp
PROD_BC	Produção - bens de consumo	IBGE/PIM
PROD_BCD	Produção - duráveis	IBGE/PIM
PROD_BCND	Prod. - bens de cons. não duráveis	IBGE/PIM
PROD_BI	Produção - bens intermediários	IBGE/PIM
PROD_BK	Produção - bens de capital	IBGE/PIM
PRODINDT	Prod. Ind.- ind. de processamento	IBGE/PIM
PRODONI	Produção - onibus	IBGE/PIM
PRODVEI	Produção - veículos	Anfavea
PRODAUTO	Produção - carros	Anfavea
PRODCAM	Produção - caminhões	Anfavea
SAL_R	Salários nom. deflacionados - ind.	
PO	Pessoal ocupado - indústria	Fiesp
HPP	Horas Pagas - indústria	Fiesp
HTP	Horas trab. na produção - indústria	Fiesp
ICMS_R	Imposto Circ. Mercadorias e Serviços	Confaz
INPC_R	Índice de Preços ao Consumidor	IBGE
SPC	Consultas ao SPC	ACSP
IPA_R	Índice de Preços ao Atacado	FGV
FALENCIAS	Número de Falências	

Tabela A2: Séries Antecedentes (Sondagem FGV) - Descrição das Séries Utilizadas

Dados de Sondagem	Descrição	Fonte
NUCI_BR	Sondagem da indústria manufatureira	FGV
NUCI_BC	Sondagem da indústria de bens de consumo	FGV
NUCI_BK	Sondagem da indústria de bens de capital	FGV
NUCI_MC	Sondagem da indústria de material de construção	FGV
NUCI_BI	Sondagem da indústria de bens intermediários	FGV
DEMINT	Sondagem da indústria - nível de demanda interna	FGV
DEMEX	Sondagem da indústria - nível de demanda externa	FGV
DEMPREVINT	Sondagem da indústria - previsão de demanda interna	FGV
DEMPREVEXT	Sondagem da indústria - previsão de demanda externa	FGV
DEMGLOB	Sondagem da indústria - nível de demanda global	FGV
DEMPREV	Sondagem da indústria - previsão de demanda global	FGV
EMPPREV	Sondagem da indústria - previsão de emprego	FGV
ESTOQUES	Sondagem da indústria - nível de inventário	FGV
PRODPREV	Sondagem da indústria - previsão de produção	FGV

Tabela A3: Séries Antecedentes - Teste ADF de raiz unitária

Série	Estatística t	p-valor
BASE_R	-2.89	0.17
CAMBIO_R	-1.83	0.69
DEMGLOB	-2.92	0.16
DEMPREV	-4.42	0.00*
EMPPREV	-2.72	0.23
ESTOQUES	-5.06	0.00*
EXP_PRECOS	-0.16	0.99
EXP_QUANTUM	-2.71	0.23
EXP_R	-1.85	0.68
FALENCIAS	-2.38	0.39
HPP	-1.85	0.68
HTP	-1.99	0.61
IBOV_R	-3.45	0.04*
ICMS_R	-5.53	0.00*
IMP_PRECOS	-0.77	0.97
IMP_QUANTUM	-2.91	0.16
IMP_R	-2.61	0.28
INPC_R	-1.68	0.00*
IPA_R	-1.08	0.93
M1_R	-2.15	0.52
NUCI_BR	-3.46	0.04*
NUCIFIESP	-5.20	0.00*
PO	-1.11	0.92
PROD_BC	-2.96	0.14
PROD_BCD	-3.52	0.04*
PROD_BCND	-2.96	0.15
PROD_BI	-2.28	0.44
PROD_BK	-3.10	0.11
PRODAUTO	-6.14	0.00*

Notas: (i) a especificação da equação do teste se deu com base no Schwartz Information Criterion; (ii) o asterisco (*) indica que a hipótese nula é rejeitada a 5%.

Tabela A3 (continuação)

Série	Estatística t	p-valor
PRODCAM	-5.23	0.00*
PRODINDT	-2.54	0.31
PRODONI	-1.11	0.00*
PRODPREV	-3.29	0.07
PRODVEI	-7.12	0.00*
SAL_R	-3.44	0.04*
SELIC_R	-1.45	0.00*
SPC	-2.16	0.51
TTROCA	-4.28	0.00*
NUCI_BC	-2.40	0.14
NUCI_MC	-2.16	0.22
NUCI_BI	-2.88	0.04*
DeMINT	-3.04	0.03*
DEMEX	-5.24	0.00*
DEMPREVINT	-3.84	0.00*
DEMPREVEXT	-3.40	0.01*

Notas: (i) a especificação da equação do teste se deu com base no Schwartz Information Criterion; (ii) o asterisco (*) indica que a hipótese nula é rejeitada a 5%.

Tabela A4: Séries Antecedentes - $QPS(h^*)$ e Causalidade de Granger

Antecedentes	h^*-Ótimo	QPS Mín.-$QPS(h^*)$	Granger-Causa
BASE_R	1	0.4567	B
DEMGLOB	3	0.2806	B
DEMPREV	4	0.2866	B
EXP_R	7	0.3642	N
EXP_QUANTUM	12	0.3104	N
HPP	1	0.4299	B
HTP	1	0.3940	N
IMP_R	1	0.3761	N
IPA_R	11	0.5164	N
M1_R	1	0.3373	C
NUCI_BC	1	0.3463	C
NUCI_BK	1	0.3134	C
NUCI_MC	1	0.2507	C
PO	1	0.4090	N
PRODAUTO	1	0.2149	B
PROD_BC	1	0.1254	B
PROD_BCND	1	0.2328	N
PROD_BI	1	0.1104	N
PROD_BK	1	0.3463	N
PRODINDT	1	0.3104	N
ESTOQUES	2	0.1761	B
IBOV_R	5	0.2448	C
ICMS_R	1	0.3134	B
INPC_R	5	0.4776	N
NUCI_BR	1	0.2746	B
NUCIFIESP	1	0.2478	B
PROD_BCD	1	0.2746	N
PROD_CAM	1	0.2627	N
PRODONI	1	0.4179	N

Notas: (i) As estatísticas $QPS(h^*)$ e h^* são computadas de acordo com a descrição da equação (15) no texto. (ii) No teste de causalidade de Granger, o símbolo C denota que a série antecedente Granger-Causa pelo menos três das quatro séries que compõem o índice coincidente sem que a recíproca não seja verdadeira. O símbolo B denota causalidade bi-direcional no teste de causalidade de Granger. O símbolo N denota que a série antecedente não Granger-Causa a série coincidente. O nível de significância foi fixado em 5% nesses testes e o número de defasagens no teste foi fixado em 3, 6, 12. Para efeito dos resultados do teste de causalidade considerou-se a existência de causalidade em pelo menos um desses lags.

Tabela A4 (continuação)

Antecedentes	h^*-Ótimo	QPS Mín.-$QPS(h^*)$	Granger-Causa
PRODPREV	3	0.2507	N
PRODVEI	1	0.3224	N
SAL_R	1	0.3761	N
NUCI_BI	1	0.3224	B
CAMBIO_R	12	0.6000	B
EXP_PRECOS	3	0.3881	N
IMP_PRECOS	10	0.5045	N
SELIC_R	11	0.5821	C
TTROCA	2	0.3642	N
DEMEXT	6	0.3164	N
DEMINT	2	0.2746	B
DEMPREVEXT	4	0.3463	N
DEMPREVINT	4	0.2716	B
IMP_QUANTUM	1	0.3343	N
LN_SPC	1	0.2537	B

Notas: (i) As estatísticas $QPS(h^*)$ e h^* são computadas de acordo com a descrição da equação (15) no texto. (ii) No teste de causalidade de Granger, o símbolo C denota que a série antecedente Granger-Causa pelo menos três das quatro séries que compõem o índice coincidente sem que a recíproca não seja verdadeira. O símbolo B denota causalidade bi-direcional no teste de causalidade de Granger. O símbolo N denota que a série antecedente não Granger-Causa a série coincidente. O nível de significância foi fixado em 5% nesses testes e o número de defasagens no teste foi fixado em 3, 6, 12. Para efeito dos resultados do teste de causalidade considerou-se a existência de causalidade em pelo menos um desses lags.

Tabela A5: Datação Mönch e Uhlig dos Índices Antecedentes

Tabela A5 – Índices Antecedentes Seleccionados					
Comparação dos Pontos de Reversão – Mönch e Uhlig					
Datas de Picos			Datas de Vales		
TCB - IC	IA3	Lag	TCB - IC	IA3	Lag
1980:10			1981:09		
1982:07			1983:02	1983:06	+4
1987:02	1986:09	-5			
1989:06	1989:03	-3	1988:10	1988:12	+2
1991:07	1991:04	-3	1990:04	1990:03	-1
1994:12	1994:11	-1	1991:12	1992:07	+7
1997:10	1997:08	-2	1995:07	1995:09	+2
2000:12	2001:03	+3	1999:02	1998:11	-3
2002:10			2001:09	2002:03	+6
	2004:09		2003:06		
				2005:12	

Nota: A coluna Lag apresenta valor negativo quando o índice antecedente antecede o índice coincidente e valor positivo quando ocorre o contrário. O valor desta coluna em módulo corresponde ao número de períodos que um dos índices antecede o outro. Note que este valor só é calculado para datações na janela de períodos centrada sempre no antecedente.

Tabela A5 – Índices Antecedentes Seleccionados (continuação)					
Comparação dos Pontos de Reversão – Mönch e Uhlig					
Datas de Picos			Datas de Vales		
TCB - IC	IA4	Lag	TCB - IC	IA4	Lag
1980:10			1981:09	1981:03	-6
1982:07	1981:11	-8	1983:02	1982:10	-4
	1984:04			1985:03	
1987:02	1986:09	-5	1988:10	1988:07	-3
1989:06	1989 3	-3	1990:04	1990:02	-2
	1990:06				
1991:07			1991:12	1992:12	+12
1994:12	1994:09	-3	1995:07	1995:07	0
1997:10	1997:06	-4	1999:02	1998:11	-3
2000:12	2000:12	0	2001:09	2001:09	0
2002:10	2002:09	-1	2003:06	2003:01	-5
	2004:06			2005:03	

Nota: ver nota da primeira tabela A5.

Tabela A5 – Índices Antecedentes Seleccionados (continuação)					
Comparação dos Pontos de Reversão – Mönch e Uhlig					
Datas de Picos			Datas de Vales		
TCB - IC	IA5	Lag	TCB - IC	IA5	Lag
1980:10			1981:09	1981:09	0
1982:07	1982:04	-3	1983:02	1983:06	+4
				1987:06	
1987:02	1986:09	-5	1988:10		
	1988:03				
1989:06			1990:04	1990:03	-1
1991:07	1991:06	-1	1991:12	1992:06	+6
1994:12	1994:11	-1	1995:07	1995:09	+2
1997:10	1997:06	-4	1999:02	1998:12	-2
2000:12	2000:12	0	2001:09		
2002:10			2003:06	2002:06	-12
	2004:09			2005:03	

Nota: ver nota da primeira tabela A5.

Tabela A5 – Índices Antecedentes Seleccionados (continuação)					
Comparação dos Pontos de Reversão – Mönch e Uhlig					
Datas de Picos			Datas de Vales		
TCB - IC	IA6	Lag	TCB - IC	IA6	Lag
1980:10			1981:09		
1982:07	1982:04	-3	1983:02	1983:06	+4
				1987:06	
1987:02	1986:09	-5	1988:10		
	1988:03				
1989:06			1990:04	1990:03	-1
1991:07	1991:04	-3	1991:12	1992:06	+6
1994:12	1994:12	0	1995:07	1995:09	+2
1997:10	1997:06	-4	1999:02	1998:12	-2
2000:12	2000:12	0	2001:09		
2002:10			2003:06	2002:06	-12
	2004:09			2005:12	

Nota: ver nota da primeira tabela A5.

Tabela A5 – Índices Antecedentes Seleccionados (continuação)					
Comparação dos Pontos de Reversão – Mönch e Uhlig					
Datas de Picos			Datas de Vales		
TCB - IC	IA8	Lag	TCB - IC	IA8	Lag
1980:10			1981:09	1981:04	-5
1982:07	1982:04	-3	1983:02	1983:07	+5
				1987:7	
1987:02	1986:07	-7	1988:10		
1989:06	1989:04	-2	1990:04	1990:04	0
1991:07	1991:07	0	1991:12	1991:10	-2
1994:12	1994:10	-2	1995:07	1995:07	0
1997:10	1996:10	-12	1999:02	1998:10	-4
2000:12	2000:07	-5	2001:09	2001:07	-2
2002:10	2002:01	-9	2003:06	2003:07	+1
				2005:10	

Nota: ver nota da primeira tabela A5.

Tabela A5 – Índices Antecedentes Seleccionados (continuação)					
Comparação dos Pontos de Reversão – Mönch e Uhlig					
Datas de Picos			Datas de Vales		
TCB - IC	IA9	Lag	TCB - IC	IA9	Lag
1980:10			1981:09	1981:04	-5
1982:07	1982:01	-6	1983:02	1982:10	-4
				1985:03	
	1984:04			1987:07	
1987:02	1986:10	-4	1988:10		
1989:06	1989:04	-2	1990:04	1990:04	0
1991:07	1991:04	-3	1991:12	1991:10	-2
1994:12	1994:10	-2	1995:07	1995:07	0
1997:10	1996:10	-12	1999:02	1998:10	-4
	1999:10				
2000:12			2001:09	2001:10	+1
2002:10	2002:10	0	2003:06	2003:07	+1
	2004:07			2005:12	

Nota: ver nota da primeira tabela A5.

Tabela A5 – Índices Antecedentes Seleccionados (continuação)					
Comparação dos Pontos de Reversão – Mönch e Uhlig					
Datas de Picos			Datas de Vales		
TCB - IC	IA10	Lag	TCB - IC	IA10	Lag
1980:10			1981:09	1981:07	-2
1982:07	1982:04	-3	1983:02	1983:07	+5
				1987:07	
1987:02	1986:10	-4	1988:10		
1989:06	1989:04	-2	1990:04	1990:04	0
1991:07	1991:07	0	1991:12	1992:01	+1
1994:12	1995:01	+1	1995:07	1995:07	0
1997:10	1996:10	-12	1999:02	1998:10	-4
2000:12	2000:07	-5	2001:09	2001:10	+1
2002:10	2002:04	-6	2003:06	2003:07	+1
	2004:07			2005:10	

Nota: ver nota da primeira tabela A5.

Tabela A6: Datação Bry e Boschan dos Índices Antecedentes

Tabela A6 – Índices Antecedentes Seleccionados					
Comparação dos Pontos de Reversão – Bry e Boschan					
Datas de Pico			Datas de Vale		
TCB - IC	IA1	Lag	TCB - IC	IA1	Lag
1980:10			1981:09	1981:04	-5
1982:07	1982:02	-5	1983:02	1982:09	-5
1987:02	1986:09	-5	1988:10	1987:06	-4
1989:06	1989:05	-1	1990:04	1990:03	-1
1991:07	1991:06	-1	1991:12	1991:11	-1
1994:12	1994:11	-1	1995:07	1995:06	-1
1997:10	1997:09	-1	1999:02	1998:09	-5
2000:12	2001:02	+2	2001:09	2001:09	0
2002:10	2002:09	-1	2003:06	2003:06	0
	2004:06			2005:10	

Nota: A coluna Lag apresenta valor negativo quando o índice antecedente antecede o índice coincidente e valor positivo quando ocorre o contrário. O valor desta coluna em módulo corresponde ao número de períodos que um dos índices antecede o outro. Note que este valor só é calculado para datações na janela de períodos centrada sempre no antecedente.

Tabela A6 – Índices Antecedentes Seleccionados (Continuação)					
Comparação dos Pontos de Reversão – Bry e Boschan					
Datas de Pico			Datas de Vale		
TCB - IC	IA2	Lag	TCB - IC	IA2	Lag
1980:10			1981:09	1981:08	-1
1982:07	1982:02	-5	1983:02	1983:06	+4
				1987:06	
1987:02	1986:09	-5	1988:10		
1989:06	1989:05	-1	1990:04	1990:03	-1
1991:07	1991:06	-1	1991:12	1992:07	+7
1994:12	1994:11	-1	1995:07	1995:06	-1
1997:10	1997:09	-1	1999:02	1998:12	-2
2000:12	2000:12	0	2001:09	2001:09	0
2002:10	2002:09	-1	2003:06	2003:06	0
	2004:08			2005:10	

Nota: ver nota da primeira tabela A6.

Tabela A6 – Índices Antecedentes Seleccionados (Continuação)					
Comparação dos Pontos de Reversão – Bry e Boschan					
Datas de Pico			Datas de Vale		
TCB - IC	IA3	Lag	TCB - IC	IA3	Lag
1980:10			1981:09		
1982:07			1983:02	1983:06	+4
1987:02	1986:09	-5	1988:10		
1989:06			1990:04	1990:03	-1
1991:07	1991:04	-3	1991:12	1992:07	+7
1994:12	1994:11	-1	1995:07	1995:09	+2
1997:10	1997:08	-2	1999:02	1998:11	-3
2000:12	2001:03	-9	2001:09		
2002:10			2003:06	2003:06	0
	2004:09			2005:12	

Nota: ver nota da primeira tabela A6.

Tabela A6 – Índices Antecedentes Seleccionados (Continuação)					
Comparação dos Pontos de Reversão – Bry e Boschan					
Datas de Pico			Datas de Vale		
TCB - IC	IA4	Lag	TCB - IC	IA4	Lag
1980:10			1981:09	1981:03	-6
1982:07	1981:11	-8	1983:02	1982:10	-4
	1984:04			1985:03	
1987:02	1986:09	-5	1988:10		
1989:06			1990:04		
1991:07			1991:12	1992:12	+12
1994:12	1994:09	-3	1995:07	1995:07	0
1997:10	1997:06	-4	1999:02	1998:11	-3
2000:12	2000:12	0	2001:09	2001:09	0
2002:10			2003:06		
	2004:06			2005:03	

Nota: ver nota da primeira tabela A6.

Tabela A6 – Índices Antecedentes Seleccionados (Continuação)					
Comparação dos Pontos de Reversão – Bry e Boschan					
Datas de Pico			Datas de Vale		
TCB - IC	IA5	Lag	TCB - IC	IA5	Lag
1980:10			1981:09		
1982:07			1983:02	1983:06	+4
1987:02	1986:09	-5	1988:10		
1989:06			1990:04	1990:03	-1
1991:07	1991:06	-1	1991:12	1992:06	+6
1994:12	1994:11	-1	1995:07	1995:09	+2
1997:10	1997:06	-4	1999:02	1998:12	-2
2000:12	2000:12	0	2001:09		
2002:10			2003:06	2002:6	-12
	2004:09			2005:03	

Nota: ver nota da primeira tabela A6.

Tabela A6 – Índices Antecedentes Seleccionados (Continuação)					
Comparação dos Pontos de Reversão – Bry e Boschan					
Datas de Pico			Datas de Vale		
TCB - IC	IA6	Lag	TCB - IC	IA6	Lag
1980:10			1981:09		
1982:07			1983:02	1983:06	+4
1987:02	1986:09	-5	1988:10	1987:06	-8
	1988:03				
1989:06			1990:04	1990:03	-1
1991:07	1991:04	-3	1991:12	1992:06	+6
1994:12	1994:12	0	1995:07	1995:09	+2
1997:10	1997:06	-4	1999:02	1998:12	-2
2000:12	2000:12	0	2001:09		
2002:10			2003:06	2002:6	-12
	2004:09			2005:12	

Nota: ver nota da primeira tabela A6.

Tabela A6 – Índices Antecedentes Seleccionados					
Comparação dos Pontos de Reversão – Bry e Boschan					
Datas de Pico			Datas de Vale		
TCB - IC	IA7	Lag	TCB - IC	IA7	Lag
1980:10			1981:09	1981:09	0
1982:07	1982:03	-4	1983:02	1983:06	+4
1987:02	1987:01	-1	1988:10	1988:09	-1
1989:06	1989:05	-1	1990:04		
1991:07			1991:12	1992:02	+2
1994:12	1994:11	-1	1995:07	1995:06	-1
1997:10	1997:09	-1	1999:02	1999:01	-1
2000:12	2000:11	-1	2001:09	2001:09	0
2002:10	2002:09	-1	2003:06	2003:07	+1

Tabela A7 - Séries Antecedentes que compõem o índice definido pelo Critério 1

DEMGLOB
DEMPREV
EXP_R
EXP_QUANTUM
IMP_R
M1_R
PRÓDAUTO
PROD_BC
PROD_BCND
PROD_BI
PROD_BK
PRODINDT
ESTOQUES
IBOV_R
ICMS_R
PROD_BCD
PRODPREV
EXP_PRECOS
TTROCA
DEMEX
DEMINT
DEMPREVEXT
DEMPREVINT
SPC

Notas: (i) estas séries foram selecionadas depois de serem submetidas ao exercício de datação Uhlig entre cada uma individualmente comparada com a datação Uhlig do índice coincidente. As que tiveram QPS menor que 0.4 e um lag ótimo maior que zero constam na tabela acima.

Tabela A8 - Séries Antecedentes que compõem o índice definido pelo Critério 2

DEMGLOB
DEMPREV
EXP_R
EXP_QUANTUM
HTP
IMP_R
M1_R
NUCI_BC
NUCI_BK
NUCI_MC
PRODAUTO
PROD_BC
PROD_BCND
PROD_BI
PROD_BK
PRODINDT
ESTOQUES
IBOV_R
ICMS_R
NUCI_BR
NUCIFIESP
PROD_BCD
PROD_CAM
PRODPREV
PRODVEI

Tabela A8: (continuação)

SAL_R
NUCI_BI
EXP_PRECOS
TTROCA
DEMEXT
DEMINT
DEMPREVEXT
DEMPREVINT
IMP_QUANTUM
SPC

Nota: (i) estas séries foram selecionadas depois de serem submetidas ao exercício de datação Uhlig entre cada uma individualmente comparada com a datação Uhlig do índice coincidente. As que tiveram QPS menor que 0.4 constam na tabela acima. A diferença deste índice para o anterior é que ele não permite que a defasagem zero faça parte do conjunto de lags ótimos; logo aqui todas as séries possuem lag ótimo maior que zero por construção do exercício.

Tabela A9 - Séries Antecedentes que compõem o índice definido pelo Critério 3

BASE_R
M1_R
NUCI_BC
NUCI_BK
NUCI_MC
IBOV_R
NUCI_BI
CAMBIO_R
SELIC_R
DEMEXT

Notas: (i) estas séries foram selecionadas pelo critério de Causalidade de Granger verificado entre cada série individual e as séries que compõem o índice coincidente (emprego, renda, vendas, produção industrial). (ii) Consideramos o teste de causalidade para o lag 3, 6 e 12. A série identificada como causadora das séries do índice em algum desses lags, foi incluída no índice composto antecedente critério 1.

Tabela A10 - Séries Antecedentes que compõem o índice definido pelo Critério 4

M1_R
IBOV_R
DEMEXT

Notas: (i) estas séries foram selecionadas depois de serem submetidas ao exercício de datação Uhlig entre cada uma individualmente comparada com a datação Uhlig do índice coincidente; e em seguida submetidas a causalidade de Granger com as séries que compõem o índice coincidente. (ii) este critério é uma interseção entre o primeiro e terceiro critérios.

Tabela A11 - Séries Antecedentes que compõem o índice definido pelo Critério 5

M1_R
NUCI_BC
NUCI_BK
NUCI_MC
IBOV_R
NUCI_BI
DEMEXT

Notas: (i) estas séries foram selecionadas depois de serem submetidas ao exercício de datação Uhlig entre cada uma individualmente comparada com a datação Uhlig do índice coincidente; e em seguida submetidas a causalidade de Granger com as séries que compõem o índice coincidente. (ii) este critério é uma interseção entre o segundo e terceiro critérios.

Tabela A12 - Séries Antecedentes que compõem o índice definido pelo Critério 6

DEMGLOB
DEMPREV
IBOV_R
PRODPREV
DEMPREVINT

Notas: (i) estas séries são séries de sondagem que Granger causam as séries que compõem o índice coincidente.

Tabela A13 - Séries Antecedentes que compõem o índice definido pelo Critério 7

NUCI_BC
NUCI_BK
NUCI_MC
NUCI_BI
DEMEXT

Notas: (i) estas séries foram selecionadas depois de serem submetidas ao exercício de datação Uhlig entre cada uma individualmente comparada com a datação Uhlig do índice coincidente; (ii) temos neste índice as cinco séries com o menor QPS.

Tabela A14 - Séries Antecedentes que compõem o índice definido pelo Critério 8

PROD_BI
PROD_BC
ESTOQUES
PRODAUTO
PROD_BCND

Notas: (i) estas séries foram selecionadas depois de serem submetidas ao exercício de datação Uhlig entre cada uma individualmente comparada com a datação Uhlig do índice coincidente; (ii) temos neste índice todas as séries cujo QPS é menor ou igual a 0.3 e o lag ótimo em relação ao índice coincidente está no intervalo aberto (2,7)..

Tabela A15 - Séries Antecedentes que compõem o índice definido pelo Critério 9

DEMGLOB
DEMPREV
ESTOQUES
PRODPREV
DEMINT
DEMEX
DEMPREVINT
DEMPREVEXT

Notas: (i) estas séries foram selecionadas depois de serem submetidas ao exercício de datação Uhlig entre cada uma individualmente comparada com a datação Uhlig do índice coincidente; (ii) temos neste índice todas as séries de sondagem cujo lag ótimo em relação ao índice coincidente está no intervalo aberto $(2,7)$..

Tabela A16 - Séries Antecedentes que compõem o índice definido pelo Critério 10

DEMGLOB
DEMPREV
ESTOQUES
NUCI_MC
PRODPREV
DEMINT
DEMPREVINT

Notas: (i) estas séries foram selecionadas depois de serem submetidas ao exercício de datação Uhlig entre cada uma individualmente comparada com a datação Uhlig do índice coincidente; (ii) temos neste índice todas as séries de sondagem cujo QPS é menor ou igual a 0.3. (iii) com exceção da série NUCI_MC este conjunto é um subconjunto do definido pelo critério 9.